



**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS CONTÁBEIS  
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISAS  
EM CONTABILIDADE E CONTROLADORIA**

**OCTÁVIO VALENTE CAMPOS**

**A CONTRIBUIÇÃO DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL PARA A  
PREVISÃO DE RETORNOS DE AÇÕES: avaliação a partir de  
modelos de séries temporais.**

**BELO HORIZONTE**

**Julho/2012**



**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS CONTÁBEIS  
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISAS  
EM CONTABILIDADE E CONTROLADORIA**

OCTÁVIO VALENTE CAMPOS

Dissertação apresentada ao Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Contabilidade e Controladoria da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis.

Área de Concentração: Contabilidade Financeira.

Orientador: Professor Dr. Wagner Moura Lamounier.

BELO HORIZONTE

Julho/ 2012

“A mente que se abre para uma nova ideia jamais voltará ao seu tamanho original”. (Albert Einstein)

À minha mãe Clarinda.  
Meu ponto forte, meu norte, meu  
amor.

## **AGRADECIMENTOS**

À Deus, pelo dom da vida.

À Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG) e ao Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Contabilidade e Controladoria (CEPCON), pela realização do Mestrado;

À CAPES, pelo financiamento desta pesquisa ao longo de todo o Programa;

Ao Professor Doutor Wagner Moura Lamounier, pela paciência, pela orientação, pela dedicação e pelo exemplo de professor;

Ao Professor Doutor Aureliano Angel Bressan, pelo auxílio, pela disposição e pelas sugestões que enriqueceram significativamente o trabalho;

Ao Professor Doutor Poueri do Carmo Mário, pelo exemplo de contador.

À todos os demais professores e funcionários do Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Contabilidade e Controladoria (CEPCON).

Aos amigos de mestrado Leandro, Saulo, João e Warley, por fazerem todo este caminho bastante divertido. Assim como à todos os outros colegas de mestrado.

## RESUMO

O objetivo desta pesquisa foi verificar se o uso de indicadores contábeis melhoram a capacidade das previsões dos retornos das ações em relação às previsões feitas apenas a partir do histórico passado dos retornos. Foram especificados modelos univariados de previsão (ARIMA) apenas com o histórico passado dos retornos das ações, comparando posteriormente esses resultados com as previsões realizadas por modelos multivariados (VAR) utilizando índices contábeis como variáveis explicativas nos modelos. A amostra foi composta por 20 empresas e os resultados foram analisados em três momentos distintos do tempo para evitar que os resultados analisados apresentem problemas relacionados a *data-snooping* (resultados encontrados devido ao acaso). Os indicadores que apresentaram maior capacidade de previsão foram, sequencialmente: Margem Líquida; Rentabilidade do Patrimônio Líquido; Giro do Ativo; Composição do Endividamento e Liquidez Corrente. Verificou-se que os modelos univariados possuíram maior precisão no total das empresas, porém, ao se incorporar novas observações às séries de previsão, ou seja, quando as séries de análise possuem mais observações, os modelos multivariados se tornam mais precisos. Na comparação das rentabilidades das carteiras formadas a partir dos melhores modelos de previsão univariados e multivariados observou-se, de forma geral, que as previsões e as tomadas de decisão baseadas em modelos multivariados tendem a fornecer aos investidores retornos superiores em investimentos de longo prazo (1 ano). Já os modelos univariados tendem a fornecer aos investidores retornos superiores em investimentos de curto prazo (1 trimestre). Portanto, verifica-se que o mercado de capitais brasileiro possui certa ineficiência de mercado, tanto na forma fraca quanto na forma semi-forte, podendo-se concluir que as informações contábeis são relevantes, principalmente em estratégias de investimento em longo prazo. Assim, conclui-se que a inclusão de indicadores contábeis em modelos multivariados de previsão amplia a capacidade de previsão dos retornos das ações, principalmente para previsões em médio e longo prazo e quando as séries em análise possuem maior número de observações.

**Palavras-chave:** Previsões; Retornos das Ações; Indicadores Contábeis; ARIMA; VAR.

## ABSTRACT

The objective of this research was to determine if the use of financial indicators improves the capacity of the stock return forecast over forecasts made only from the returns past history. Univariate models forecasting (ARIMA) were specified only with the stock returns past history, after these results were compared with the predictions made by multivariate models (VAR) using financial indicators as models explanatory variables. The sample was composed by 20 companies, and the results were analyzed in three different moments of time, to prevent the analyzed results from having problems related to data-snooping (results due to chance). The indicators that showed greater predictive power were sequentially: Net Margin, Return on Equity, Asset Turnover; Breakdown of Debt and Liquidity. It was found out that the univariate models contained higher precision in all enterprises; however, by incorporating new observations to series prediction, that is, when the analysis series have more observations, the multivariate models become more accurate. Comparing the portfolios returns formed from the best forecasting models, univariate and multivariate is observed, in general, that the forecasts and the decisions made based on multivariate models tend to provide investors with superior returns on long-term investments (1 year). On the other hand, the univariate models tend to provide investors with superior returns on short-term investments (1 quarter). Therefore, it is verified that the Brazilian capital market has some market inefficiency, either as in weak form as in semi-strong form, and we can conclude that the financial information is relevant, especially in investment strategies in the long term. Thus, we conclude that the inclusion of financial indicators in multivariate models forecasting extends the capability of prediction of stock returns, especially for forecasts in the medium and long term and when the series in analysis have greater number of observations.

**Keywords:** Forecasts; Returns Shares; Financial Indicators; ARIMA, VAR.

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - Amostra.....	52
TABELA 2 – Estatística descritiva dos retornos trimestrais das ações (RET).....	76
TABELA 3 – Testes de estacionaridade: Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP).....	77
TABELA 4 – Especificações das séries.....	78
TABELA 5 – Teste de Breusch-Godfrey para verificar a autocorrelação dos resíduos.....	80
TABELA 6 – Especificações das séries.....	81
TABELA 7 – Teste de Breusch-Godfrey para verificar a autocorrelação dos resíduos.....	82
TABELA 8 – Especificações das séries.....	83
TABELA 9 – Teste de Breusch-Godfrey para verificar a autocorrelação dos resíduos.....	84
TABELA 10 – Testes de estacionaridade: Dickey-Fuller aumentando (ADF) e Phillips-Perron (PP) para os indicadores contábeis.....	86
TABELA 11 – Testes de estacionaridade: Dickey-Fuller aumentando (ADF) e Phillips-Perron (PP) para os indicadores contábeis.....	87
TABELA 12– Teste de causalidade de Granger. ROE causa RET.....	88
TABELA 13 – Teste de causalidade de Granger. ML causa RET.....	89
TABELA 14 – Teste de causalidade de Granger. GA causa RET.....	90
TABELA 15 – Teste de causalidade de Granger. CE causa RET.....	91
TABELA 16 – Teste de causalidade de Granger. LC causa RET.....	92
TABELA 17 – Teste de causalidade de Granger. PCT causa RET.....	93
TABELA 18 – Especificações das séries – Até 3º trimestre de 2008.....	94
TABELA 19 – Teste de Ljung-Box para verificar a autocorrelação dos resíduos - Até 3º trimestre de 2008.....	97
TABELA 20 – Especificações das séries – Até 3º trimestre de 2009.....	98
TABELA 21 – Teste de Ljung-Box para verificar a autocorrelação dos resíduos - Até 3º trimestre de 2009.....	99
TABELA 22 – Especificações das séries – Até 3º trimestre de 2010.....	100
TABELA 23 – Teste de Ljung-Box para verificar a autocorrelação dos resíduos - Até 3º trimestre de 2009.....	101
TABELA 24 – Estatísticas para avaliação das previsões dos modelos estimados.....	102

TABELA 25 – Comparação entre os retornos previstos e os reais. Modelos univariados.....	104
TABELA 26 – Comparação entre os retornos previstos e os reais. Modelos multivariados..	105
TABELA 27 – Estatísticas para avaliação das previsões dos modelos estimados.....	106
TABELA 28 – Comparação entre os retornos previsto e real. Modelos univariados.....	108
TABELA 29 – Comparação entre os retornos previstos e os reais. Modelos Multivariados.	109
TABELA 30 - Estatísticas para avaliação das previsões dos modelos estimados.....	110
TABELA 31 – Comparação entre os retornos previstos e os reais. Modelos Univariados....	112
TABELA 32 – Comparação entre os retornos previstos e os reais. Modelos Multivariados.	113
TABELA 33 – Comparação geral das carteiras.....	114
TABELA 34 – Comparação geral das carteiras. Índice de Sharpe.....	116

## **LISTA DE QUADROS**

Quadro 1 – Padrões teóricos típicos das funções de Autocorrelação.....	61
Quadro 2 – Síntese do quantitativo de reações de causalidade de Granger entre os índices contábeis/ financeiros e os retornos das ações.....	96

## **LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS**

ADF – Dickey-Fuller Expandido

AIC – Akaike Information Criteria

ARIMA – AutoRegressive Integrated Moving Average

BM&F – Bolsa de Mercadorias & Futuros

BM&FBOVESPA – Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros

BOVESPA – Bolsa de Valores de São Paulo

CNPq – Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico

DF – Dickey-Fuller

FAC – Função de Autocorrelação

FACP – Função Autocorrelação Parcial

HME – Hipótese do Mercado Eficiente

IBOVESPA – Índice de Ações da Bolsa de Valores de São Paulo

SIC – Schwarz Information Criteria

UFMG – Universidade Federal de Minas Gerais

VAR – Vetor Auto Regressivo



# SUMÁRIO

<i>1. INTRODUÇÃO</i> .....	31
1.1. Problema de pesquisa .....	31
1.2 Objetivo .....	34
1.3 Justificativa .....	35
<i>2 REFERENCIAL TEÓRICO</i> .....	37
2.1 Hipóteses de Eficiência de Mercado (EMH) .....	37
2.2 Relevância da Informação Contábil .....	40
2.3 Revisão da literatura internacional acerca do tema .....	42
2.4 Revisão da literatura nacional sobre o tema .....	45
<i>3 HIPÓTESES</i> .....	50
<i>4 METODOLOGIA</i> .....	51
4.1 Amostra .....	51
4.2 Variáveis contábeis .....	53
4.3 Testes de estacionariedade: Dickey-Fuller aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) .....	56
4.4 Modelos Univariados .....	58
4.4.2 Modelos ARIMA .....	58
4.4.2.1 Modelagem Box-Jenkins .....	59
4.4.3 Testes de validação do modelo ARIMA .....	62
4.5 Modelos Multivariados .....	64
4.5.1 Vetores Auto-Regressivos (VAR) .....	64
4.5.1.1 O teste de causalidade de Granger .....	68
4.6 Critérios de avaliação da capacidade de previsão dos modelos .....	70
4.7 Formação e Análise de Desempenho de Carteiras .....	71
4.7.1 Modelos Univariados vs. Modelos Multivariados .....	72
4.7.2 Avaliação do desempenho das carteiras .....	74
<i>5 RESULTADOS</i> .....	76
5.1 Modelos Univariados .....	76
5.1.1 Primeiro momento de análise - Até o 3º trimestre de 2008 .....	78
5.1.2 Segundo momento de análise - Até o 3º trimestre de 2009 .....	81
5.1.3 Terceiro momento de análise - Até o 3º trimestre de 2010 .....	83
5.2 Modelos Multivariados .....	85
5.2.1 – Testes de estacionariedade .....	85
5.2.2 Teste de causalidade de Granger .....	88

5.2.3 Primeiro momento de análise - Até o 3º trimestre de 2008 .....	95
5.2.4 Segundo momento de análise - Até o 3º trimestre de 2009 .....	98
5.2.5 Terceiro momento de análise - Até o 3º trimestre de 2010.....	100
5.3 Previsões - Primeiro momento de análise - Até o 3º trimestre de 2008.....	102
5.3.1 Formação das carteiras de investimento.....	103
5.4 Previsões - Segundo momento de análise - Até o 3º trimestre de 2009 .....	106
5.4.1 Formação das carteiras de investimento.....	108
5.5 Previsões - Terceiro momento de análise - Até o 3º trimestre de 2011 .....	110
5.5.1 Formação das carteiras de investimento.....	112
5.6 Análise geral das rentabilidades das carteiras .....	114
6. CONCLUSÕES .....	119
7 REFERÊNCIAS.....	123
WATTS, R. L.; ZIMMERMAN, J. L. <i>Positive accounting theory</i> . Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall. 1986.....	126
ANEXOS.....	127
Anexo 1 – Estatística descritiva das variáveis .....	127
Anexo 2 – Saída do programa Stata® - Teste de Dickey-Fuller Expandido para as séries dos retornos das ações (RET).....	130
Anexo 3 – Saída do programa Stata® - Teste Phillips-Perron para as séries dos retornos das ações (RET) .....	134
Anexo 4 – Saída do programa Stata® - Teste de Dickey-Fuller Expandido para as séries de Líquidas Corrente (LC) .....	138
Anexo 5 – Saída do programa Stata® - Teste Phillips-Perron para as séries de Líquidas Corrente (LC) .....	142
Anexo 6 – Saída do programa Stata® - Teste de Dickey-Fuller Expandido para as séries de Participação de Capital de Terceiros (PCT) .....	144
Anexo 7 – Saída do programa Stata® - Teste Phillips-Perron para as séries de Participação de Capital de Terceiros (PCT) .....	148
Anexo 8 – Saída do programa Stata® - Teste de Dickey-Fuller Expandido para as séries de Composição do endividamento (CE).....	150
Anexo 9 – Saída do programa Stata® - Teste Phillips-Perron para as séries de Composição do Endividamento (CE).....	154
Anexo 10 – Saída do programa Stata® - Teste de Dickey-Fuller Expandido para as séries de Giro do Ativo (GA).....	158
Anexo 11 – Saída do programa Stata® - Teste Phillips-Perron para as séries de Giro do Ativo (GA) .....	160

Anexo 12 – Saída do programa Stata® - Teste de Dickey-Fuller Expandido para as séries de Margem Líquida (ML).....	162
Anexo 13 – Saída do programa Stata® - Teste Phillips-Perron para as séries de Margem Líquida (ML) .....	167
Anexo 14 – Saída do programa Stata® - Teste de Dickey-Fuller Expandido para as séries Rentabilidade do Patrimônio Líquido (ROE) .....	170
Anexo 15 – Saída do programa Stata® - Teste Phillips-Perron para as séries de Rentabilidade do Patrimônio Líquido (ROE).....	174
Anexo 16 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,0) para o retorno das ações da empresa Ambev até 3º trimestre de 2008.....	177
Anexo 17 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,0) para o retorno das ações da empresa Ambev até 3º trimestre de 2009.....	178
Anexo 18 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,0) para o retorno das ações da empresa Ambev até 3º trimestre de 2010.....	179
Anexo 19 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Brasil Telec até 3º trimestre de 2008.....	180
Anexo 20 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Brasil Telec até 3º trimestre de 2009.....	181
Anexo 21 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Brasil Telec até 3º trimestre de 2010.....	182
Anexo 22 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,0) para o retorno das ações da empresa Braskem até 3º trimestre de 2008. ....	183
Anexo 23 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,0) para o retorno das ações da empresa Braskem até 3º trimestre de 2009. ....	184
Anexo 24 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,0) para o retorno das ações da empresa Braskem até 3º trimestre de 2010. ....	185
Anexo 25 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Cemig até 3º trimestre de 2008.....	186
Anexo 26 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Cemig até 3º trimestre de 2009.....	187
Anexo 27 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Cemig até 3º trimestre de 2010.....	188
Anexo 28 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Eletrobras até 3º trimestre de 2008. ....	189
Anexo 29 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Eletrobras até 3º trimestre de 2009. ....	190
Anexo 30– Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Eletrobras até 3º trimestre de 2010. ....	191

Anexo 31 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,0) para o retorno das ações da empresa Gerdau até 3º trimestre de 2008.....	192
Anexo 32 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,0) para o retorno das ações da empresa Gerdau até 3º trimestre de 2009.....	193
Anexo 33 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,0) para o retorno das ações da empresa Gerdau até 3º trimestre de 2010.....	194
Anexo 34 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Gerdau Met até 3º trimestre de 2008. ....	195
Anexo 35 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Gerdau Met até 3º trimestre de 2009. ....	196
Anexo 36 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (2,0,0) para o retorno das ações da empresa Gerdau Met até 3º trimestre de 2010 .....	197
Anexo 37 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,2)* para o retorno das ações da empresa Klabin SA até 3º trimestre de 2008. ....	198
Anexo 38 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,2)* para o retorno das ações da empresa Klabin SA até 3º trimestre de 2009. ....	199
Anexo 39 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,2)* para o retorno das ações da empresa Klabin SA até 3º trimestre de 2010. ....	200
Anexo 40 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1)* para o retorno das ações da empresa Light SA até 3º trimestre de 2008. ....	201
Anexo 41 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1)* para o retorno das ações da empresa Light SA até 3º trimestre de 2009. ....	202
Anexo 42 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1)* para o retorno das ações da empresa Light SA até 3º trimestre de 2010 .....	203
Anexo 43 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1)* para o retorno das ações da empresa Lojas Americanas até 3º trimestre de 2008. ....	204
Anexo 44 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1)* para o retorno das ações da empresa Lojas Americanas até 3º trimestre de 2009. ....	205
Anexo 45 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1)* para o retorno das ações da empresa Lojas Americanas até 3º trimestre de 2010. ....	206
Anexo 46 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (2,0,0) para o retorno das ações da empresa Marcopolo até 3º trimestre de 2008. ....	207
Anexo 48 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Marcopolo até 3º trimestre de 2010. ....	209
Anexo 49 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,1) para o retorno das ações da empresa P.Açúcar até 3º trimestre de 2008. ....	210
Anexo 50 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,1) para o retorno das ações da empresa P.Açúcar até 3º trimestre de 2009.....	211

Anexo 51 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,1) para o retorno das ações da empresa P.Açúcar até 3º trimestre de 2010.....	212
Anexo 52 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (2.0.0) para o retorno das ações da empresa Petrobrás até 3º trimestre de 2008 .....	213
Anexo 53 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Petrobrás até 3º trimestre de 2009. ....	214
Anexo 54 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Petrobrás até 3º trimestre de 2010 .....	215
Anexo 55 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (2.0.0)* para o retorno das ações da empresa Radon Part até 3º trimestre de 2008 .....	216
Anexo 56 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (2.0.0)* para o retorno das ações da empresa Radon Part até 3º trimestre de 2009. ....	217
Anexo 57– Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (2.0.0)* para o retorno das ações da empresa Radon Part até 3º trimestre de 2010 .....	218
Anexo 59 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Sid Nacional até 3º trimestre de 2009. ....	220
Anexo 60 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Sid Nacional até 3º trimestre de 2010. ....	221
Anexo 61 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Souza Cruz até 3º trimestre de 2008. ....	222
Anexo 62 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Souza Cruz até 3º trimestre de 2009. ....	223
Anexo 63 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Souza Cruz até 3º trimestre de 2010. ....	224
Anexo 64 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1.0.0)* para o retorno das ações da empresa Suzano Papel até 3º trimestre de 2008.....	225
Anexo 65 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1.0.0)* para o retorno das ações da empresa Suzano Papel até 3º trimestre de 2009.....	226
Anexo 66 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1.0.0)* para o retorno das ações da empresa Suzano Papel até 3º trimestre de 2010.....	227
Anexo 67 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1)* para o retorno das ações da empresa Telef Brasil até 3º trimestre de 2008. ....	228
Anexo 68 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Telef Brasil até 3º trimestre de 2009 .....	229
Anexo 69 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1)* para o retorno das ações da empresa Telef Brasil até 3º trimestre de 2010 .....	230
Anexo 70 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1.0.0)* para o retorno das ações da empresa Usiminas até 3º trimestre de 2008. ....	231

Anexo 71 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1.0.0)* para o retorno das ações da empresa Usiminas até 3º trimestre de 2009. ....	232
Anexo 72 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1.0.0) para o retorno das ações da empresa Usiminas até 3º trimestre de 2010 .....	233
Anexo 73 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1.0.0) para o retorno das ações da empresa Vale até 3º trimestre de 2008.....	234
Anexo 74 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Vale até 3º trimestre de 2009.....	235
Anexo 75 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Vale até 3º trimestre de 2010.....	236
Anexo 76 – Saída do Stata – Testes de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa AMBEV.....	237
Anexo 77 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Brasil Telec. ....	238
Anexo 78 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Braskem.....	240
Anexo 79 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Cemig.....	241
Anexo 80 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Eletrobras. ....	243
Anexo 81– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Gerdau Met. ....	244
Anexo 82 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Klabin S/A. ....	245
Anexo 83 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Light S/A. ....	246
Anexo 84 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Lojas Americanas.....	248
Anexo 85 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Marcopolo.....	249
Anexo 86 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Pão de Açúcar.....	250
Anexo 87 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Petrobrás.....	252
Anexo 88 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Randon Part.....	253
Anexo 89 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Sid Nacional.....	254

Anexo 90 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Souza Cruz. ....	256
Anexo 91 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Suzano Papel. ....	257
Anexo 92 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Telef Brasil. ....	258
Anexo 93 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Usiminas. ....	260
Anexo 94 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Vale. ....	261
Anexo 95 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Ambev. ....	262
Anexo 96 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Brasil Telecom. ....	264
Anexo 97 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Braskem. ....	265
Anexo 98 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Cemig. ....	266
Anexo 99 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Eletrobras. ....	268
Anexo 100– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Gerdau. ....	269
Anexo 101 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Gerdau Met. ....	270
Anexo 102 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Klabin. ....	272
Anexo 103 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Ligth SA. ....	273
Anexo 104– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Lojas Americanas. ....	274
Anexo 105 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Marcopolo. ....	276
Anexo 106 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Eletrobras até 3º trimestre de 2008. ....	277
Anexo 107 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Radon Part. ....	278
Anexo 108 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Sid Nacional. ....	280

Anexo 109 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Souza Cruz. ....	281
Anexo 110 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Suzano Papel. ....	282
Anexo 111 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Telef Brasil. ....	284
Anexo 112 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Usiminas. ....	285
Anexo 113 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Vale. ....	286
Anexo 114 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Ambev. ....	288
Anexo 115 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Brasil Telec. ....	289
Anexo 116 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Braskem. ....	290
Anexo 117 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Eletrobras. ....	292
Anexo 118 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Gerdau. ....	293
Anexo 119 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Gerdau Met. ....	294
Anexo 120 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Klabin SA. ....	296
Anexo 121 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Light S/A. ....	297
Anexo 122 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Lojas Americanas. ....	298
Anexo 123 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Marcopolo. ....	300
Anexo 124 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa P.Açucar-cbd. ....	301
Anexo 125 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Randon Part. ....	302
Anexo 126 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Sid Nacional. ....	304
Anexo 127 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Suzano Papel. ....	305

Anexo 128 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Ambev. ....	308
Anexo 129 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Brasil Telec. ....	309
Anexo 130 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Braskem.....	310
Anexo 131 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Cemig.....	312
Anexo 132 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Eletrobrás. ....	313
Anexo 133 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Gerdau Met.....	314
Anexo 134 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Klabin SA.....	316
Anexo 135 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Light SA.....	317
Anexo 136– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Lojas Americanas.....	318
Anexo 137– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Marcopolo.....	320
Anexo 138– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa P. açúcar. ....	321
Anexo 139– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Randon Part.....	322
Anexo 140– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Souza Cruz.....	324
Anexo 141– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Suzano Papel. ....	325
Anexo 142– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Telef Brasil.....	326
Anexo 143– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Vale. ....	328
Anexo 144– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Ambev. ....	329
Anexo 145– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Brasil Telec. ....	330
Anexo 146– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Braskem.....	332

Anexo 147– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Cemig.....	333
Anexo 148– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Eletrobrás.....	334
Anexo 149– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Gerdau.....	336
Anexo 150– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Gerdau Met.....	337
Anexo 151– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Klabin.....	338
Anexo 152– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Light SA.....	340
Anexo 153– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Lojas Americanas.....	341
Anexo 154– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Marcopolo.....	342
Anexo 155– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Pão de Açúcar.....	344
Anexo 156– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Petrobras.....	345
Anexo 157– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Randon Part.....	346
Anexo 158– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Sid Nacional.....	348
Anexo 159– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Souza Cruz.....	349
Anexo 160– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Suzano Papel.....	350
Anexo 161– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Telef Brasil.....	352
Anexo 162– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Usiminas.....	353
Anexo 163– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Vale.....	354
Anexo 164– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Ambev.....	356
Anexo 165– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Brasil Telec.....	357

Anexo 166– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Brakem. ....	358
Anexo 167– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Eletrobrás. ....	360
Anexo 168– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Gerdau. ....	361
Anexo 169– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Gerdau Met. ....	362
Anexo 170– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Klabin. ....	364
Anexo 171– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Light. ....	365
Anexo 172– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Marcopolo. ....	366
Anexo 173– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Petrobrás. ....	368
Anexo 174– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Randon Part. ....	369
Anexo 175– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Sid Nacional. ....	370
Anexo 176– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Souza Cruz. ....	372
Anexo 177– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Suzano Papel. ....	373
Anexo 178– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Telef Brasil. ....	374
Anexo 179– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Usiminas. ....	376
Anexo 180– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Vale. ....	377
Anexo 181 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (6/6)* para o RET/ROE da empresa Ambev até 3º trimestre de 2008. ....	379
Anexo 182 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (6/6)* para o RET/ROE da empresa Ambev até 3º trimestre de 2009. ....	380
Anexo 183 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (6/6)* para o RET/ROE da empresa Ambev até 3º trimestre de 2010. ....	381
Anexo 184 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/4) para o RET/ML da empresa Braskem até 3º trimestre de 2008. ....	382

Anexo 185 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/4) para o RET/ML da empresa Braskem até 3º trimestre de 2009.....	383
Anexo 186 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/4) para o RET/ML da empresa Braskem até 3º trimestre de 2010.....	384
Anexo 187 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (5/5)* para o RET/ROE da empresa Cemig até 3º trimestre de 2008.....	385
Anexo 188 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (5/5)* para o RET/ROE da empresa Cemig até 3º trimestre de 2009.....	386
Anexo 189 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (5/5)* para o RET/ROE da empresa Cemig até 3º trimestre de 2010.....	387
Anexo 190 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/1) para o RET/CE da empresa Eletrobras até 3º trimestre de 2008. ....	388
Anexo 191 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/1) para o RET/CE da empresa Eletrobras até 3º trimestre de 2009. ....	389
Anexo 192 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/1) para o RET/CE da empresa Eletrobras até 3º trimestre de 2010. ....	390
Anexo 193 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (4/4)* para o RET/ML da empresa Gerdau até 3º trimestre de 2008.....	391
Anexo 194 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (4/4)* para o RET/ML da empresa Gerdau até 3º trimestre de 2009.....	392
Anexo 195 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (4/4)* para o RET/ML da empresa Gerdau até 3º trimestre de 2010.....	393
Anexo 196 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/4) para o RET/ML da empresa Gerdau Met até 3º trimestre de 2008. ....	394
Anexo 197 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/4) para o RET/ML da empresa Gerdau Met até 3º trimestre de 2009. ....	395
Anexo 198 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/4) para o RET/ML da empresa Gerdau Met até 3º trimestre de 2010. ....	396
Anexo 199 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/3)* para o RET/CE da empresa Klabin SA até 3º trimestre de 2008.....	397
Anexo 200 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/3)* para o RET/CE da empresa Klabin SA até 3º trimestre de 2009.....	398
Anexo 201 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/3)* para o RET/CE da empresa Klabin SA até 3º trimestre de 2010.....	399
Anexo 202 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/2)* para o RET/GA da empresa Light SA até 3º trimestre de 2008.....	400
Anexo 203 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/2)* para o RET/GA da empresa Light SA até 3º trimestre de 2009.....	401

Anexo 204 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/2)* para o RET/GA da empresa Light SA até 3º trimestre de.....	402
Anexo 205 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (2/3)* para o RET/GA da empresa Lojas Americanas até 3º trimestre de 2008.....	403
Anexo 206 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (2/3)* para o RET/GA da empresa Lojas Americanas até 3º trimestre de 2009.....	404
Anexo 207 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (2/3)* para o RET/GA da empresa Lojas Americanas até 3º trimestre de 2010.....	405
Anexo 208 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (5/5) para o RET/CE da empresa Marcopolo até 3º trimestre de 2008.....	406
Anexo 209 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (5/5) para o RET/CE da empresa Marcopolo até 3º trimestre de 2009.....	407
Anexo 210 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (5/5) para o RET/CE da empresa Marcopolo até 3º trimestre de 2010.....	408
Anexo 211 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/3)* para o RET/ML da empresa Pão de Açúcar até 3º trimestre de 2008.....	409
Anexo 212 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/3)* para o RET/ML da empresa Pão de Açúcar até 3º trimestre de 2009.....	410
Anexo 213 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/3)* para o RET/ML da empresa Pão de Açúcar até 3º trimestre de 2010.....	411
Anexo 214 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/3)* para o RET/ML da empresa Petrobrás até 3º trimestre de 2008.....	412
Anexo 215 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/3)* para o RET/ML da empresa Petrobrás até 3º trimestre de 2009.....	413
Anexo 216 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/3)* para o RET/ML da empresa Petrobrás até 3º trimestre de 2010.....	414
Anexo 217 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (2/3)* para o RET/GA da empresa Randon Part até 3º trimestre de 2008.....	415
Anexo 218– Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (2/3)* para o RET/GA da empresa Randon Part até 3º trimestre de 2009.....	416
Anexo 219 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (2/3)* para o RET/GA da empresa Randon Part até 3º trimestre de 2010.....	417
Anexo 221 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/3) para o RET/ROE da empresa Sid Nacional até 3º trimestre de 2009.....	419
Anexo 222 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/3) para o RET/ROE da empresa Sid Nacional até 3º trimestre de 2010.....	420
Anexo 223 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/1) para o RET/ROE da empresa Souza Cruz até 3º trimestre de 2008.....	421

Anexo 224 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/1) para o RET/ROE da empresa Souza Cruz até 3º trimestre de 2009.....	422
Anexo 225 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/1) para o RET/ROE da empresa Souza Cruz até 3º trimestre de 2010.....	423
Anexo 226 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (5/5) para o RET/LC da empresa Telef Brasil até 3º trimestre de 2008.....	424
Anexo 227 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (5/5) para o RET/LC da empresa Telef Brasil até 3º trimestre de 2009.....	425
Anexo 228 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (5/5) para o RET/LC da empresa Telef Brasil até 3º trimestre de 2010.....	426
Anexo 229 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/2)* para o RET/ROE da empresa Usiminas até 3º trimestre de 2008.....	427
Anexo 230 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/2)* para o RET/ROE da empresa Usiminas até 3º trimestre de 2009.....	428
Anexo 231– Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/2)* para o RET/ROE da empresa Usiminas até 3º trimestre de 2010.....	429
Anexo 232 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/3)* para o RET/ML da empresa Vale até 3º trimestre de 2008.....	430
Anexo 233 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/3)* para o RET/ML da empresa Vale até 3º trimestre de 2009.....	431
Anexo 234 – Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Ambev nos três momentos de análise.....	432
Anexo 235 – Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Braskem nos três momentos de análise.....	433
Anexo 236 – Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Cemig nos três momentos de análise.....	434
Anexo 237– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Eletrobrás nos três momentos de análise.....	435
Anexo 238– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Gerdau nos três momentos de análise.....	436
Anexo 239– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Gerdau Met nos três momentos de análise.....	437
Anexo 240– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Klabin SA nos três momentos de análise.....	438
Anexo 241– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Light SA nos três momentos de análise.....	439
Anexo 242 – Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Lojas Americanas nos três momentos de análise.....	440

Anexo 243– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Marcopolo nos três momentos de análise.....	441
Anexo 244– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Pão de Açúcar nos três momentos de análise. ....	442
Anexo 245– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Petrobrás nos três momentos de análise. ....	443
Anexo 246– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Randon Part nos três momentos de análise.....	444
Anexo 247– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Sid Nacional nos três momentos de análise. ....	445
Anexo 248– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Souza Cruz nos três momentos de análise. ....	446
Anexo 249– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Telef Brasil nos três momentos de análise. ....	447
Anexo 250– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Usiminas nos três momentos de análise. ....	448
Anexo 251– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Vale nos três momentos de análise. ....	449

# 1. INTRODUÇÃO

## 1.1. Problema de pesquisa

O mercado de ações tem papel significativo em várias economias do mundo, assim como no Brasil, onde a cada dia mais empresas abrem seu capital em busca de recursos a um baixo custo. Para Matarazzo (2003), o financiamento com ações impulsiona o crescimento das empresas, fornecendo a elas melhores condições financeiras para a implementação de seus projetos de investimento, seja pelo baixo comprometimento de caixa proporcionado por esta modalidade, seja pela natureza permanente da captação (prazo indeterminado). Ainda segundo o mesmo autor, dentre os vários tipos de ativos negociados no mercado de capitais, as ações são as que mais se destacam.

Dada essa necessidade das empresas, diversos investidores buscam obter lucros ao comprar e vender ações. Para isto, é necessário conhecer o mercado, visando verificar qual o melhor momento para comprar ou vender esses ativos. Assim, de forma geral, o investidor procura comprar a ação quando o preço dela está abaixo do que vale e vendê-la quando o preço está acima, obtendo desta forma o lucro. A dificuldade para tal transação é verificar quando o valor da ação estará em baixa e quando estará em alta. Neste contexto, um dos objetivos principais dos investidores para a referida análise é conseguir fazer previsões sobre os valores dos ativos de interesse.

Holden, Peel e Thompson (1990) argumentam que previsões são requeridas por duas razões básicas: (a) o futuro é incerto; (b) o impacto de muitas decisões tomadas no presente não é sentido no futuro, ou seja, apesar de haver atitudes que visam controlar o que acontecerá no futuro, este ainda continua incerto.

A primeira razão se baseia no fato de que se o futuro fosse certo, sempre o mesmo, invariável, não haveria necessidade de prevê-lo, pois todos já saberiam o que iria acontecer, ou seja, o mesmo que aconteceu ontem, há uma semana e há um mês. Assim, em uma empresa que sempre apresenta lucro, a probabilidade de continuar a se obter lucro no futuro seria alta.

A outra razão deve-se à dificuldade de controle do futuro. Apesar das pessoas tomarem atitudes no presente que visam controlar o futuro, este foge do domínio, ocorrendo em muitos

casos o não previsto, o não desejado. Como exemplo, uma empresa constrói uma nova fábrica para atender à demanda presumida por seu produto, porém um acontecimento macroeconômico pode desfazer tal demanda, acarretando em prejuízos para a entidade. Assim, como o futuro apresenta várias possibilidades e as pessoas, em muitos casos, não conseguem controlar os caminhos que o futuro pode seguir, previsões mais precisas melhoram a eficiência do processo decisório.

Neste contexto, as séries temporais trimestrais são corriqueiramente utilizadas com a finalidade de prever as variáveis financeiras. Para Watts e Zimmerman (1986), são três os fatores que têm motivado o desenvolvimento da literatura sobre o tema. O primeiro deles, condizente com esta pesquisa, é a necessidade de desenvolvimento de melhores modelos para a previsão do valor de títulos, principalmente ações. A segunda motivação derivou da busca por um melhor modelo de expectativas de lucros por parte dos pesquisadores que estudavam o relacionamento entre preços de ações e lucros contábeis. A terceira motivação relaciona-se à tentativa de explicar a escolha, por parte da administração da empresa, de determinados procedimentos contábeis. A literatura sobre suavização de lucros (*income smoothing*) está associada a esta última motivação.

Dentre as partes interessadas no comportamento temporal das séries financeiras, Foster (1986) cita três: (1) analistas financeiros, pois costumam apresentar em seus relatórios as previsões de lucros e dos valores das ações; (2) instituições fomentadoras de recursos, pois costumam inserir em seus procedimentos de concessão de crédito previsões dos lucros e fluxos de caixa de seus clientes; (3) a administração interna da entidade, pois procura estimar os lucros e fluxos de caixa futuros a partir de diferentes composições de sua estrutura de capital e de diferentes decisões de investimentos. Dentre as partes interessadas no comportamento temporal das séries financeiras, a que mais se enquadra nesta pesquisa é a primeira, ou seja, os analistas financeiros, devido à busca pela previsão dos retornos das ações.

Nessa busca pela previsão dos valores das ações, os analistas financeiros recorrem frequentemente aos dados contábeis. Isso é evidenciado nas pesquisas em contabilidade financeira, que depois da mudança de paradigma derivada dos trabalhos de Ball e Brown (1968) e Beaver (1968), passaram a investigar corriqueiramente como e quando o mercado de ações reage às informações contábeis. Portanto, esta mudança de paradigma vai de encontro

ao interesse dos analistas financeiros, que estão preocupados com a relevância das informações contábeis para o estudo da eficiência dos mercados e para prever os preços dos ativos.

Especificamente, os analistas financeiros procuram saber se os dados contábeis concedem informações relevantes para tomarem suas decisões e, pontualmente, quais informações contábeis possuem maior utilidade para este fim. Buscam também avaliar a eficiência de mercado, verificando se os ativos financeiros estão sendo contabilmente mensurados pelo mesmo valor que o mercado prescreve (O'HANLON, 1991).

Quando a contabilidade supre a necessidade desses usuários, gerando informações relevantes e tempestivas, fica evidente sua importância para a economia como um todo, pois desta forma os ativos serão mais bem avaliados, evitando-se uma má alocação de recursos. Por isso, pesquisadores têm buscado identificar aspectos que auxiliem na interpretação dos dados divulgados, gerando maior capacidade de predição, o que contribui, portanto, para toda a economia.

Normalmente, a contabilidade é usada por meio dos índices financeiros derivados das demonstrações contábeis. Para Milstersteiner (2003), a análise de índices contábeis, no sentido de subsidiar as tomadas de decisão de investimentos, tem se revelado uma ferramenta cada vez mais utilizada no mercado financeiro. Desta forma, acredita-se que as demonstrações contábeis desempenhem papel fundamental no mercado de capitais, podendo ser úteis na seleção de ativos para a formação de carteiras, além de auxiliar na avaliação de ações, títulos de dívidas e outros tipos de investimentos. Portanto, a análise de indicadores contábeis derivados das análises de balanço se mostra importante no momento de se negociar um ativo.

Neste contexto, os pesquisadores e participantes dos mercados organizados tentam descobrir maneiras de utilizar o histórico dos preços dos ativos, assim como o histórico passado de indicadores contábeis, para obter informações relevantes - sobre o futuro das firmas - capazes de lhes facilitar a obtenção de lucros.

Corriqueiramente, os interessados no histórico dos preços dos ativos utilizam ferramentas estatísticas com vistas a obter maior robustez em suas análises para as tomadas de decisões.

Nesta ceara, há modelos econométricos que se utilizam apenas do histórico dos preços dos ativos para se fazer previsões (chamados de modelos univariados para séries temporais). Há modelos que utilizam também o histórico de outras variáveis que se relacionam com os preços dos ativos, como exemplo, os índices financeiros (chamados de modelos multivariados para séries temporais).

Neste sentido, verificam-se na literatura pesquisas como a de Oliveira, Montini e Bergmann (2008), cujo objetivo foi realizar previsões de retornos de ações utilizando modelos univariados, como os de redes neurais artificiais (RNA), e modelos do tipo Arima-Garch. Há trabalhos, como o de Van Doornik (2007), cujo objetivo foi desenvolver e testar empiricamente modelos multivariados, como os vetores auto-regressivos e os de correção de erros (VAR e VEC, respectivamente), baseados em variáveis contábeis e macroeconômicas, para explicar o comportamento dos preços das ações, das políticas de dividendos, da composição do capital social e da taxa de crescimento de uma empresa brasileira. Com isso, verifica-se que a literatura tem abordado tais temas, porém de forma separada, não fazendo uma comparação entre a capacidade preditiva dos modelos univariados e multivariados.

Portanto, primeiramente é necessário verificar se esses modelos de previsão obtêm resultados significantes para as empresas brasileiras que se encontram com ações negociadas na BM&FBOVESPA. Além disso, é de suma importância analisar as relações entre os índices contábeis e os retornos das ações, verificando-se se os dados contábeis, através da análise de balanço, fornecem informações relevantes para os usuários externos no momento de negociar um ativo. Isto significa verificar se os índices contábeis, derivados da análise de balanço, são capazes de conceder maior poder de previsão quanto aos preços das ações. Assim, a presente pesquisa busca responder ao seguinte questionamento: **A análise de indicadores contábeis/financeiros amplia a capacidade de previsão dos retornos de ações?**

## **1.2 Objetivo**

O objetivo geral desta pesquisa é verificar se o uso de indicadores contábeis de liquidez, estrutura de capital e rentabilidade das firmas melhora a capacidade das previsões dos retornos das ações em relação às previsões feitas apenas a partir do histórico dos retornos,

visando que os investidores em ações de empresas brasileiras de capital aberto obtenham melhores ferramentas para suas tomadas de decisões.

Especificamente, objetiva-se:

- Verificar quais as especificações predominantes dos modelos ARIMA e VAR;
- Verificar se há causalidade entre os retornos das ações e os índices contábeis;
- Verificar quais índices contábeis apresentam maior capacidade preditiva dos retornos das ações;
- Avaliar diferentes modelos de previsão de retornos, comparando a efetividade do uso de indicadores contábeis para a melhoria das previsões;
- Avaliar e comparar a rentabilidade de carteiras formadas a partir dos melhores modelos de previsão univariados e multivariados, frente a *benchmarks* como os retornos de ativos “sem risco” e o retorno do mercado.

### **1.3 Justificativa**

Esta pesquisa se mostra relevante porque busca relacionar índices contábeis financeiros aos retornos das ações, tais como os índices de liquidez, índices de estrutura de capital e índices de rentabilidade. Busca-se demonstrar, assim, a importância que os dados contábeis têm como fonte de informação para os usuários externos no momento de negociar um ativo. A análise da relação desses índices com os retornos das ações - por meio de modelos de séries temporais - é escassa na literatura nacional, sendo, portanto, esta pesquisa relevante para o desenvolvimento do tema no Brasil.

Espera-se com a pesquisa colaborar para a avaliação do impacto da qualidade e quantidade de informações contábeis concedidas pelas empresas sobre o poder de previsão dos valores de mercado das ações, bem como da eficiência de mercado no Brasil.

Este estudo também visa contribuir com o desenvolvimento de modelos de previsão para os retornos das ações, pois ao comparar o poder de previsão entre modelos univariados e multivariados, verifica qual tipo de modelo melhor se ajusta aos dados analisados. Desta

forma, foi possível inferir novamente sobre o grau de eficiência de mercado observado no Brasil.

No que tange ao mercado acionário, por meio do desenvolvimento dos modelos de previsão, esta pesquisa busca contribuir para a análise da relevância das informações contábeis. Portanto, busca-se fornecer subsídios empíricos para a avaliação da rentabilidade de carteiras de ações por meio da comparação de estratégias de investimentos com o uso de índices contábeis. Assim, esta pesquisa contribui para a verificação da relevância das informações contábeis no mercado de capitais brasileiro, sugerindo se é indicado analisar essas informações na busca de investimentos mais lucrativos.

Portanto, esta pesquisa se mostra relevante para o meio acadêmico no que diz respeito à busca de modelos estatísticos que melhor descrevam as séries temporais das informações de empresas brasileiras, contribuindo, também, para uma avaliação da eficiência do mercado brasileiro de ações. No que diz respeito aos usuários do mercado de ações, a relevância desta pesquisa se baseia na verificação de quais informações contábeis são mais relevantes para prever os retornos das ações e quais modelos estatísticos de séries temporais contribuem para se obter maior retorno.

## **2 REFERENCIAL TEÓRICO**

Este referencial foi composto pelas classificações de eficiência de mercado desenvolvidas por Fama (1970), seguido pela discussão da relevância da informação contábil. Posteriormente, é realizada a revisão de literatura de trabalhos nacionais e internacionais cujos objetivos são tangentes a este que se apresenta.

### **2.1 Hipóteses de Eficiência de Mercado (EMH)**

Fama (1970) afirma que a Hipótese de Eficiência de Mercado tem como princípio o fato de que em mercados eficientes o preço de um ativo reflete consistentemente todas as informações relevantes disponíveis, não havendo a possibilidade de se obter lucros anormais em qualquer uma das formas de mercados eficientes.

Antes da apresentação das formas de EMH, se faz necessário discutir sobre a maneira pela qual foram verificadas as eficiências de mercado neste estudo. Uma técnica comumente utilizada para pesquisas com essas necessidades é denominada “estudo de evento”, e visa essencialmente verificar a existência de retornos anormais, ou seja, os que se apresentam divergentes do esperado nas proximidades dos eventos, bem como o tempo necessário para que o mercado reaja a uma nova informação relevante. Alguns trabalhos nacionais com esta metodologia são os de Santana (2002), Carvalho (2003), e Batistela et al. (2004).

No entanto, as séries temporais também podem ser utilizadas para se verificar a Eficiência de Mercado. Assim como já citado por Fama (1970), em um mercado eficiente não é possível obter lucros anormais. Portanto, se ao usar séries temporais for possível prever os retornos das ações, lucros anormais poderão ser obtidos, verificando-se que o mercado analisado é ineficiente. Portanto, no presente trabalho a análise de séries temporais foi utilizada para verificar a eficiência do mercado brasileiro de ações, visando contribuir para o aprimoramento do conhecimento sobre o assunto abordado, visto ser a referida análise uma metodologia que usa meios estatísticos mais rebuscados, possibilitando outra visão do tema.

Dentre os trabalhos que utilizaram séries temporais para o mesmo tipo de análise destacam-se: Costa Jr, Meurer, e Cupertino (2007) – em que foi usado o teste de causalidade de Granger; Galdi e Lopes (2008) - em que foi usado o teste de causalidade de Granger e de Co-

integração; e Carvalho (2010) - em que foi usado o teste de causalidade de Granger. As principais pesquisas em outros mercados são: O'Hanlon (1991); Martikainen e Puttonen (1993); Jindrichovska (2001); Mahmood e Fatah (2007) - sendo que os dois últimos fizeram uso do teste de causalidade de Granger.

Adentrando nas formas de EMH, Watts e Zimmerman (1986) argumentam que estas formas de eficiência são segregadas de acordo com o conjunto de informações usadas para testar a eficiência do mercado. Desta forma, eles especificam:

- **Forma fraca da Hipótese de Eficiência de Mercado:** Assume-se que os preços das ações refletem apenas as informações que estão contidas no histórico de preços. Esses dados são prontamente avaliados pelas pessoas interessadas; portanto, não se espera uma sistemática de taxas anormais de retorno nesta hipótese.

Haugen (2001) afirma que, se confirmada a forma fraca de eficiência de mercado, pode-se dizer que a análise técnica ou gráfica se torna inútil, pois toda a informação constante no gráfico já terá sido analisada por vários técnicos em todo o mercado e retornos expressivos com este tipo de análise não serão possíveis. Logo, o preço do ativo financeiro já se consolidou em um nível que reflete toda a informação relevante introduzida nos valores históricos desses preços. Assim, por exemplo, o uso de modelos univariados de previsão, como os que serão utilizados nesta pesquisa, não seria capaz de gerar estratégias de investimento lucrativas.

- **Forma semi-forte da Hipótese de Eficiência de Mercado:** Nesta hipótese, os preços das ações refletem todas as informações públicas e relevantes. Esses dados são prontamente avaliados pelas pessoas interessadas; portanto, não se espera uma sistemática de taxas anormais de retornos ao observar esta hipótese.

Neste sentido, Haugen (2001) menciona que toda a informação pública disponível está refletida nos preços dos ativos, incluindo informações sobre séries de preços das ações, demonstrações financeiras da própria empresa, demonstrações financeiras de empresas competidoras, sobre a economia em geral, e qualquer outra informação pública que seja relevante para avaliação da entidade. Confirmada a forma semi-forte de eficiência de

mercado, não há relevância das informações contábeis para se obter lucros anormais em investimentos. Portanto, se esta hipótese se verificar, o uso de modelos multivariados de previsão não seria capaz de gerar estratégias de investimento lucrativas.

- **Forma forte da Hipótese de Eficiência de Mercado:** Assume-se nesta hipótese que os preços das ações refletem todas as informações disponíveis e não disponíveis publicamente no mercado. Assim, toda a informação relevante está refletida no preço das ações, inclusive informações privadas, confidenciais ou internas à empresa, bem como informações públicas.

Para Haugen (2001), aqueles que adquirem a informação agem baseados nela; logo, suas ações terão reflexos nos preços e estes instantaneamente se ajustarão para refletir as informações privadas. Confirmada essa forma forte de eficiência de mercado, um investidor profissional não teria vantagem no mercado, pois nenhuma forma de procurar ou processar informações privadas produzirá consistentemente retornos anormais. Em resumo, se um mercado apresentar eficiência na forma forte, nem mesmo uma informação privilegiada concederá ao seu detentor a possibilidade de lucros anormais, pois ao estar de posse dessa informação e usá-la no mercado, os demais participantes indiretamente intuirão sobre esta mesma informação, agindo na mesma direção do primeiro e o impossibilitando de obter ganhos anormais por muito tempo.

Portanto, para o mercado ser eficiente os preços dos ativos devem responder corretamente e rapidamente à presença de nova informação relevante. Com isso, as mudanças em retornos esperados dos ativos de um período para outro devem estar pautadas apenas nas mudanças no nível da taxa de juros livre de risco e nas mudanças no nível do risco do prêmio associado ao ativo. Assim, deve ser impraticável em um mercado eficiente, examinando-se as características de investimentos correntes, diferenciar entre investimentos lucrativos e não lucrativos no futuro. Neste contexto, se for possível separar investidores profissionais de investidores comuns, deve-se concluir que não há uma diferença significativa entre o desempenho médio de investimento dos dois grupos; sendo também insignificantes as diferenças de desempenho de investidores individuais dentro de um mesmo grupo. Isto significa que diferenças de desempenho intra ou extra grupos devem ser devidas ao acaso, e não são sistemáticas e permanentes (HAUGEN, 2001).

No escopo da presente pesquisa, as formas fraca e semi-forte de eficiência serão analisadas, pois além de se trabalhar apenas com os dados passados dos retornos das ações, também serão utilizados valores dos indicadores financeiros e econômicos obtidos a partir das demonstrações contábeis publicadas. Destarte, ao ser possível prever retornos das ações com os modelos univariados, pode-se classificar o mercado como ineficiente na Forma Fraca. E se for possível prever retornos das ações com modelos multivariados, pode-se classificar o mercado como ineficiente na Forma Semi-Forte. Assim, esta pesquisa auxilia na compreensão do relacionamento entre os índices financeiros e econômicos derivados das demonstrações contábeis e o comportamento do mercado de ações.

## **2.2 Relevância da Informação Contábil**

A literatura contábil atribui o início da sua linha de investigação acerca da relevância da informação contábil ao trabalho seminal de Ball e Brown (1968), em que o foco é analisar a relação das variáveis contábeis e o mercado de capitais. Em seu estudo, os autores analisaram a relação entre o anúncio dos resultados das empresas e os preços das ações, verificando que as informações contábeis apresentam conteúdo informativo capaz de alterar as expectativas dos investidores, e concluindo que os resultados contábeis possuem informações relevantes para o mercado de capitais.

O pronunciamento do CPC 00 (Estrutura Conceitual para a Elaboração e Apresentação das Demonstrações Contábeis) determina que para a informação contábil ser útil, ela precisa ser relevante, caracterizando a relevância como um aspecto qualitativo fundamental para as informações contábeis. Segundo este pronunciamento, uma informação relevante é aquela capaz de fazer diferença nas decisões que possam ser tomadas pelos usuários. A informação pode ser capaz de fazer diferença em uma decisão mesmo no caso de alguns usuários decidirem não a levar em consideração, ou se já tiverem tomado ciência de sua existência por outras fontes. A informação contábil-financeira é capaz de fazer diferença nas decisões se tiver valor preditivo, valor confirmatório ou ambos. Considerando-se outra abordagem, Barth et al. (2001) definem relevância como a associação entre informações contábeis e o valor de mercado da empresa, simplificando os conceitos apresentados pelo CPC 00.

Francis e Schipper (1999) consideram quatro possíveis interpretações e definições para a relevância contábil. A primeira está relacionada às pesquisas contábeis pela análise fundamentalista e seguem a premissa de que as informações contábeis antecipam os preços por capturar o valor intrínseco das ações. Essa abordagem pode ser aplicada em situações nas quais o mercado não reflete todas as informações disponíveis, sendo possível considerá-la em um mercado ineficiente. Neste contexto, o conceito de relevância da informação contábil é inferido a partir dos retornos obtidos através da implementação de estratégias baseadas em informações contábeis, partindo-se da premissa de que não são os preços de mercado que refletem o valor intrínseco da empresa, mas sim os números contábeis. Nesse caso, a informação contábil é considerada relevante se os portfólios formados com base em tais informações estiverem associados a retornos anormais. Araújo Júnior (2009) e Van Doornik (2007) são autores que alinham suas pesquisas a esta abordagem.

A segunda interpretação define que uma informação financeira possui relevância quando contém as variáveis utilizadas em um modelo de avaliação ou contribui para prever essas variáveis. Nessa abordagem, a informação contábil é considerada relevante quando pode ser utilizada para prever resultados futuros, dividendos futuros ou fluxos de caixa futuro (FRANCIS e SCHIPPER, 1999).

A terceira abordagem prevê que a informação contábil será considerada relevante se for utilizada pelos investidores no processo de precificação. Neste sentido, de acordo com Francis e Schipper (1999), a relevância é mensurada como sendo a habilidade das informações contábeis de alterar o conjunto de informações disponibilizadas no mercado, fazendo com que os investidores revisem suas expectativas e, por conseguinte, o preço. Essa abordagem caracteriza-se por estudos de curto intervalo de tempo, ou seja, analisa-se a reação do mercado de capitais em relação a uma informação contábil disponibilizada (por exemplo, anúncio dos resultados). Assim, a informação é considerada relevante quando sua divulgação altera as expectativas dos investidores acerca dos fluxos de caixa futuro da empresa e, por isso, causa uma mudança nos preços. Beaver et al. (1997) destacam que, nesse desenho de pesquisa, quando a informação contábil contém informações que modificam as expectativas dos investidores ela é considerada como tendo "conteúdo informacional" ao invés de "relevância". Os estudos realizados conforme essa abordagem tendem a seguir as metodologias propostas por Ball e Brown (1968).

A quarta interpretação de relevância contempla o papel das informações contábeis em resumir as transações da empresa, assim como outros eventos, em que a relevância é mensurada pela capacidade das informações contábeis capturarem ou resumirem informações, independentemente da fonte, que afetam os valores das ações. Nessa perspectiva, de acordo com Francis e Schipper (1999) a contabilidade é vista como um instrumento para mensuração, e não se pressupõe que os investidores estejam realmente utilizando as informações contábeis em suas decisões, ou que a informação contábil seja tempestiva. O foco dessa abordagem está baseado na noção de que, se uma informação contábil (ou variável contábil) tem associação com os valores de mercado, então a informação contábil captura ou agrega informações que são utilizadas pelos participantes do mercado para determinar preços ou retornos. Barth et al. (2001) complementam que a informação contábil pode ser relevante, mas não relevante para as decisões dos investidores, se for substituída por informações mais tempestivas.

Portanto, de acordo com os objetivos traçados, este estudo verificou se há relevância das informações contábeis de acordo com a segunda interpretação indicada por Francis e Schipper (1999). Para tal fim, buscou-se prever o valor dos retornos das ações através de modelos multivariados, comparando-se os resultados com as previsões realizadas por modelos univariados. Assim, se as carteiras de investimentos baseadas em modelos multivariados de previsão (que apresentam informações contábeis em sua estrutura) fornecerem maior rentabilidade do que as carteiras de investimentos baseadas em modelos univariados de previsão, pode-se concluir se os dados contábeis possuem ou não relevância informacional para seus usuários.

### **2.3 Revisão da literatura internacional acerca do tema**

Um dos estudos pioneiros para verificação da relação entre o lucro e informações contábeis é o de Bar-Yosef, Callen e Livnat (1987). O objetivo do trabalho foi testar empiricamente as relações entre o lucro e o investimento das empresas. Foi investigado, por meio do teste de Causalidade Granger, se os valores defasados dos investimentos melhoram a predição de lucros futuros em relação às previsões que são baseadas somente nos lucros defasados. A amostra foi composta pelos dados anuais de empresas industriais dos EUA, limitadas àquelas

que haviam apresentado as informações necessárias nos anos de 1960 a 1981, totalizando-se 644 empresas. Esses dados foram divididos em dois períodos não sobrepostos. Os dados de 1960 a 1979 foram utilizados para estimar as relações de causalidade. Já os dados de 1980 e 1981 foram utilizados como uma amostra de validação para testar a validade preditiva dos modelos de causalidade estimados.

Os resultados empíricos mostraram que os modelos bivariados para análise e previsão de lucros e investimentos foram superiores aos modelos univariados para prever os investimentos futuros, mas não na previsão de lucros futuros. Com isso, Bar-Yosef, Callen e Livnat (1987) concluíram que os lucros das empresas representam um fator determinante para o investimento empresarial, atribuindo duas possíveis razões para isso. A primeira diz que em um mercado de capitais imperfeito, a riqueza da empresa pode limitar as possibilidades de seu investimento; deste modo, se a série histórica dos últimos resultados é um indicador de riqueza, seria de se esperar que tal série de tempo ajudasse a prever o investimento empresarial. A outra razão está baseada no fato dos lucros fornecerem um indicador sobre a capacidade da empresa para encontrar e explorar oportunidades de investimentos verdadeiramente rentáveis. Assim, os investidores podem estar dispostos a reduzir seus dividendos por um bom lucro, que, por sua vez, aumenta (ou diminui) o incentivo para a empresa realizar novos investimentos.

Um importante artigo citado na literatura sobre este assunto é o de O'Hanlon (1991). Segundo o autor, as questões de como e quando os mercados de ações reagem às informações contábeis têm atraído muita atenção dos usuários ao longo das últimas décadas - tanto daqueles que se preocupam com as normas contábeis quanto dos que se preocupam com a análise da eficiência do mercado. Portanto, por meio de uma amostra composta por 222 empresas do Reino Unido, com dados anuais obtidos dos anos de 1968 a 1987, o objetivo do artigo em questão foi verificar, por meio da análise de Causalidade de Granger, se os retornos contábeis teriam impactos (causalidade) nos retornos das ações, ou vice-versa.

Os resultados evidenciaram que há causalidade bidirecional entre as variáveis e, quando avaliado qual variável teria mais impacto sobre a outra, foi demonstrado que o retorno contábil causa mais fortemente o retorno nas ações do que o contrário. O trabalho de O'Hanlon (1991) sugere a realização do mesmo tipo de pesquisa em outros mercados para

serem feitas comparações, porque, segundo o autor, uma comparação dos resultados ampliaria a definição dos retornos contábeis. Isso se justifica, pois se buscava deduzir se os ganhos ou perdas creditadas/debitadas diretamente para as reservas lançariam alguma luz sobre a importância relativa colocada pelo mercado sobre os lucros em referência às mudanças nos valores das demonstrações financeiras devido às formas de contabilização. Para o autor, tal comparação também é útil na observação de novos conjuntos de dados que possam prever a variável “causada” por meio de outras variáveis além das já pesquisadas.

Seguindo esta sugestão, Martikainen e Puttonen (1993) realizaram estudo semelhante no mercado finlandês, usando a análise de co-integração como metodologia. O objetivo do trabalho foi investigar a eficiência informacional dos mercados de ações focando na relação entre os preços das ações, os retornos contábeis e os fluxos de caixa das empresas. Segundo os autores, assumindo-se um mercado eficiente do ponto de vista informacional, os preços das ações não devem ser impactados pelos valores passados dos lucros contábeis. Assim, o trabalho examinou se as informações sobre os lucros das empresas podem ser utilizadas para prever os preços no mercado das ações, verificando também a relação entre os fluxos de caixa e o valor das empresas.

Uma variável relevante usada no estudo em questão foi o fluxo de caixa. Os autores obtiveram o fluxo de caixa subtraindo da variável de desembolsos de caixa fixo as despesas de juros e os impostos sobre as vendas, para posteriormente deflacioná-lo pelo valor do patrimônio líquido médio do ano em análise. A amostra foi composta por 21 empresas com dados anuais no período de 1974 a 1989. Os resultados mostraram que os retornos das ações causam os retornos contábeis e não o contrário, sugerindo que o mercado de ações finlandês produz informações relevantes para o sucesso futuro das empresas. Com isso, apesar da pequena amostra, os autores concluíram que o mercado finlandês tem capacidade preditiva do provável sucesso futuro das empresas. Este resultado encontrado é oposto ao encontrado por O’Hanlon, 1991 (MARTIKAINEN; PUTTONEN, 1993).

Já em relação a mercados emergentes, Jindrichovska (2001) fez uma pesquisa na República Tcheca. De acordo com o autor, os preços das ações refletiam as expectativas futuras de lucros, enquanto que as informações contábeis refletiam o desempenho passado. O objetivo do trabalho foi testar a existência de relação estatisticamente significativa entre o lucro

contábil e o retorno das ações, bem como investigar a relação entre os dados contábeis e o retorno do preço de mercado das ações das empresas listadas na Bolsa de Valores de Praga (PSE). A amostra foi composta por 63 empresas industriais de capital aberto, abrangendo o período de 1993 a 1998. Como principal conclusão, o autor evidenciou a existência de relação entre as variáveis estudadas para medições de um ano ou mais.

Ainda em relação a mercados emergentes, Mahmood e Fatah (2007) estudaram a relação entre os retornos das ações, os rendimentos de dividendos e o retorno dos lucros no mercado da Malásia. Para os autores, o desempenho das ações tem sempre despertado grande interesse entre os investidores ou quaisquer pessoas envolvidas direta ou indiretamente com as atividades dos mercados de ações. Devido à elevada dinâmica deste tipo de mercado, as variações nos preços das ações têm chamado a atenção de especialistas em negócios, tanto por razões teóricas quanto por razões empíricas, uma vez que influenciam o crescimento e desenvolvimento de um país no longo prazo, bem como representam o estado de suas atividades econômicas no curto prazo. Desta forma, o objetivo por eles determinado foi o de examinar a existência de relações de curto e longo prazo e avaliar o poder preditivo entre o retorno das ações, rendimento dos dividendos e rendimento dos lucros. A amostra foi composta por dados mensais de janeiro de 1989 a outubro de 2005.

Na análise de co-integração, os autores concluíram que há fortes indícios de relações de longo prazo e de curto prazo entre as variáveis. Pelo teste de causalidade multivariada para estimar as relações de causa e efeito, evidenciou-se que tanto o rendimento dos dividendos quanto o rendimento do lucro causa, no sentido de Granger, o retorno das ações. Verificou-se também a causalidade de Granger dos retornos das ações e retorno dos lucros sobre o rendimento de dividendos, bem como dos retornos das ações e rendimento dos dividendos sobre os retornos dos lucros. Baseados nisto, os autores concluem que o agente de mercado deve utilizar variáveis fundamentais na decisão de suas estratégias de investimento, pois representam importantes fontes de informações para determinação dos retornos do mercado de ações, uma vez que existem relações fortes entre as variáveis. Desta forma, verifica-se que no mercado da Malásia todas as variáveis investigadas são importantes para se fazer previsões (MAHMOOD; FATAH, 2007).

#### **2.4 Revisão da literatura nacional sobre o tema**

Na concepção da análise técnica, um trabalho relevante é o de Oliveira, Montini e Bergmann (2008). O objetivo do trabalho foi realizar previsões de séries de retornos de ações de empresas dos setores financeiro, de alimentos, industrial e de serviços, utilizando redes neurais artificiais (RNA) do tipo *feedforward* treinadas com algoritmo de Levenberg-Marquardt e modelos Arima-Garch. A amostra foi composta por duas séries de cada setor. Do setor financeiro foram analisadas as séries dos bancos Bradesco e Itaú, do de alimentos a Perdigão e a Sadia, do setor industrial a Marcopolo e a Gerdau, e do de serviços o Pão de Açúcar e as Lojas Americanas.

Com base nos resultados obtidos, constatou-se que as previsões dos modelos Arima-Garch foram as melhores nos casos das empresas Perdigão, Gerdau, Lojas Americanas e Pão de Açúcar. As RNA realizaram melhores previsões nos casos das empresas Bradesco, Itaú, Sadia e Marcopolo. Quanto aos critérios de desempenho adotados, as maiores diferenças de previsões aconteceram nos casos da Perdigão e das Lojas Americanas, em favor dos modelos Arima-Garch, que foram em torno de 2% melhores que as RNA. As previsões das duas técnicas utilizadas foram mais próximas no caso da Sadia em que a RNA foi 0,6% melhor que os modelos Arima-Garch. Portanto, verificou-se que as previsões realizadas pelas duas técnicas têm desempenhos parecidos, não revelando superioridade de nenhuma técnica, sendo que ambas podem ser utilizadas como ferramentas complementares e de comparação para melhorar a capacidade de decisão do analista (OLIVEIRA, MONTINI e BERGMANN, 2008)

Já na concepção da análise fundamentalista, um estudo importante foi realizado por Costa Jr, Meurer e Cupertino (2007), tendo como objetivo verificar o relacionamento entre as séries trimestrais de retornos contábeis (ROE) e de retornos de mercado (RET) de empresas brasileiras com ações em bolsa, através do teste de causalidade de Granger. A amostra foi composta de 97 empresas com ações negociadas na Bovespa durante o período de janeiro de 1995 a março de 2007.

Agregando-se todos os resultados individuais, os resultados dos testes evidenciaram a existência de causalidade na direção do retorno contábil para o retorno de mercado a um nível marginal de 10%, não se verificando nenhuma causalidade, também a nível agregado, na direção do retorno de mercado para o retorno contábil. Com base nestes resultados, os autores concluíram que embora marginalmente, há certa ineficiência no mercado de ações brasileiro

frente às publicações de balanços, sendo esta constatação similar à do trabalho realizado no Reino Unido por O'Hanlon (1991), que também adotou a metodologia de Granger.

Outro trabalho nacional foi o de Sonza e Kloeckner (2009), cujo objetivo principal foi avaliar o equilíbrio de longo prazo e a dinâmica de curto prazo na relação entre o lucro contábil das empresas e o respectivo preço das ações negociadas pela BM&FBOVESPA, por meio da análise de co-integração e do Vetor de Correção de Erros. A amostra foi composta por 20 empresas com dados trimestrais do primeiro trimestre de 1990 ao segundo trimestre de 2008. Os resultados indicaram uma velocidade de ajustamento relativamente lenta para o equilíbrio de longo prazo entre o lucro e o preço das ações, evidenciando um período de tempo relativamente extenso para estas variáveis atingirem equilíbrio.

Portanto, os resultados mostram que a relação entre o lucro e o preço das ações, na maior parte das empresas, é significativa, evidenciando que os lucros influenciam consideravelmente o preço das ações no longo prazo. O artigo de Sonza e Kloeckner (2009) evidencia, por meio de análises quantitativas consistentes, a relevância dos dados contábeis para o mercado de capitais, enfatizando as relações de longo prazo existentes no mercado de ações e mostrando que os resultados das empresas influenciam o comportamento dos preços das ações, o que contraria os resultados do trabalho de Costa Jr, Meurer e Cupertino (2007).

Estudo similar ao de Costa Jr, Meurer e Cupertino (2007) foi a recente pesquisa de Carvalhal (2010). Através dos testes estatísticos de causalidade de Granger, seu trabalho teve como objetivo verificar a relação de causalidade entre o retorno contábil (ROE) e o retorno do mercado de ações (RET) para empresas listadas na BM&FBOVESPA. A amostra foi composta por 93 empresas e abrangeu o período de 1995 ao primeiro trimestre de 2009.

Os resultados dos testes indicaram, de forma geral, que não há evidências que possibilitem identificar causalidade entre o RET e o ROE e vice-versa, não sendo possível apontar nesses casos precedência temporal no período analisado, considerando-se os níveis de significância de 10%, 5% e 1%. Isso demonstra o baixo poder de melhoria da previsão dos retornos com a inclusão de uma das variáveis em análise como uma variável defasada na equação de regressão (CARVALHAL, 2010). Este resultado condiz com o encontrado por Costa Jr, Meurer e Cupertino (2007).

Outro artigo desenvolvido sobre o tema foi o trabalho comparativo realizado por Galdi e Lopes (2008), que teve como objetivo analisar a relação entre o lucro contábil e o preço das ações no mercado latino-americano. Para isso, foram aplicados os testes econométricos de estacionariedade (KPSS), co-integração (Johansen) e causalidade (Granger). A amostra foi composta por 41 empresas de nacionalidades argentina, brasileira, chilena, mexicana e peruana. Os resultados evidenciaram que existe um relacionamento de longo prazo entre o lucro e os preços das ações para a maior parte das empresas analisadas. Esses resultados são consistentes com os modelos apresentados por Ohlson (1995) e Ohlson e Juettner-Nauroth (2005), que relacionaram o preço da ação com o lucro da empresa. Porém, não se pode estabelecer uma relação de causalidade (de acordo com o conceito de causalidade de Granger) entre estas duas variáveis.

Este resultado pode ser explicado pela falta de tempestividade do lucro contábil advinda de demonstrações contábeis baseadas em normas, já que é uma contabilidade presa a instruções pré-estabelecidas, concedendo informações muitas vezes atrasadas. Costa, Costa e Lopes (2006) apresentaram evidências de que o lucro contábil nos países da América do Sul é conservador, o que legitima as observações de que quando há relação de causalidade de Granger entre preço e lucro, normalmente ela ocorre do preço para o lucro e não no sentido contrário. Segundo Galdi e Lopes (2008), ocorreram situações em que se apresentou causalidade do preço para o lucro; em outras análises, demonstrou-se causalidade do lucro para o preço. Porém, na maioria das situações não se constatou direção de causalidade consistente em nenhum sentido. Portanto, evidencia-se o baixo poder de melhoria das previsões dos retornos, preços e lucros, com a inclusão de uma das variáveis em análise como uma variável exógena defasada.

Abordando a metodologia de Vetores Auto-Regressivos (VAR), o estudo de Van Doornik (2007) teve como objetivo desenvolver e testar empiricamente um modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR) baseado em variáveis contábeis e macroeconômicas que explicasse o comportamento econômico-financeiro de uma empresa brasileira, a PETROBRÁS – Petróleo Brasileiro S/A. A metodologia utilizada fez uso de análise de correlação, testes de raiz unitária, análise de co-integração, modelagem VAR, testes de causalidade de Granger, além de métodos de impulso-resposta e decomposição de variância. Além das variáveis endógenas

pertencentes às demonstrações financeiras, um vetor de variáveis exógenas foi utilizado, incluindo o PIB brasileiro, as taxas de juros nacionais e internacionais, o preço internacional do petróleo, a taxa de câmbio e o risco país. Como principais resultados do teste de causalidade de Granger, o autor verificou que o preço do petróleo antecede a Receita Operacional Líquida, conseqüentemente influenciando na lucratividade da empresa, e que o modelo de Vetores Auto-Regressivos possui maior capacidade preditiva do que o sistema de equações múltiplas.

Outro trabalho de cunho similar foi realizado por Araújo Júnior (2009) com o objetivo de projetar o retorno acionário e o preço da ação de uma empresa através da simulação de um processo de análise fundamentalista baseado num modelo econométrico do tipo VAR. A empresa analisada foi a Sadia S/A, e a validação estatística do modelo consistiu na realização de testes de raiz unitária, de co-integração, causalidade de Granger, análise de correlação, função impulso-resposta e decomposição da variância. Como variáveis endógenas foram definidos sete indicadores fundamentalistas extraídos das demonstrações contábeis da empresa, e como variáveis exógenas utilizaram-se o retorno do Ibovespa, o PIB brasileiro, a taxa de juros SELIC, a taxa de câmbio e os preços internacionais do frango e do milho. Como resultado obteve-se um modelo do tipo VEC (Vetor de Correção e Erros) no qual as relações de co-integração entre as variáveis endógenas foram levadas em consideração. Com base nesse modelo foram obtidas as projeções *ex-post* dos indicadores fundamentalistas, assim como dos preços e retornos das ações da Sadia S/A. O modelo proposto apresentou robustez, principalmente no que se refere aos primeiros períodos projetados.

### 3 HIPÓTESES

Como os trabalhos de Bar-Yosef, Callen e Livnat (1987) e Sonza e Kloeckner (2009) verificam que o lucro derivado das demonstrações financeiras é uma informação relevante para prever o valor de ativos, a primeira hipótese desta pesquisa é:

- 1-  $H_0$ : Dentre os índices pesquisados, os derivados do Lucro Líquido exercem maior influência sobre os retornos das ações.

Como normalmente os modelos multivariados possuem mais parâmetros que os modelos univariados, e de acordo com Greene (1997), Tsay (2002) e Enders (2003) os modelos mais parcimoniosos, de forma geral, oferecem melhores previsões, a segunda hipótese deste estudo é:

- 2-  $H_0$ : Os modelos univariados fornecem melhores previsões sobre os retornos das ações do que os modelos multivariados, o que indicaria a irrelevância da informação contábil para previsões de retornos trimestrais das ações.

## 4 METODOLOGIA

De acordo com os objetivos traçados, esta pesquisa busca comparar a capacidade de previsão dos retornos das ações por meio dos modelos univariados do tipo Auto-Regressivo Integrado de Média Móvel (ARIMA) – utilizando a metodologia de Box-Jenkins – em relação aos modelos multivariados do tipo de Vetores Auto-Regressivos (VAR). Desta forma, primeiramente serão feitas as previsões pelo método ARIMA, utilizando-se apenas a variável *RET<sub>it</sub>* (retorno da ação no mercado de ações). Posteriormente, buscar-se-á verificar por meio dos modelos VAR – com base na relevância da informação contábil - se as variáveis contábeis aumentam a capacidade de previsão dos retornos das ações.

Portanto, foi feita a verificação da relevância da informação contábil, representada pelo método VAR, em que, ao se conseguir fazer previsões dos retornos das ações das empresas, foi possível, de acordo com Fama (1970), definir em qual tipo de ineficiência o mercado analisado se encontra. Todos os dados foram coletados na base do Economática® e no site da BM&FBOVESPA e os cálculos, testes e análises estatísticas foram realizados no Software Stata®.

### 4.1 Amostra

A amostra foi composta por todas as empresas de capital aberto que fazem parte do Índice Bovespa (Ibovespa) e do Índice Brasil (IbrX) e que apresentaram todas as observações trimestrais consecutivas das variáveis em estudo, no mínimo para o período de março de 1996 a setembro de 2011, e no máximo de março de 1994 a setembro de 2011. Optou-se por utilizar as empresas que compõem estes índices devido à liquidez dos mesmos, já que para se obter retornos com a negociação de ações é esperado que o ativo possua alta liquidez no momento de sua compra e venda. Os dados foram coletados no Economática® e no site da BM&FBOVESPA. Foram retiradas da amostra as empresas do setor financeiro, pois a interpretação dos seus demonstrativos contábeis se dá de forma específica. Desta forma, a amostra ficou composta por 20 empresas, conforme apresentado na TABELA 1.

O espaço temporal máximo se justifica devido à estabilidade financeira da moeda nacional ocorrida no Brasil após o plano real em 1994. Portanto, dados anteriores a esta data foram excluídos no intuito de não comprometer a análise. Já o espaço temporal mínimo se justifica

porque para uma eficaz modelagem de séries temporais é necessário uma longa série de observações (estipulado normalmente pela literatura com o mínimo de 50 observações), evitando-se, assim, problemas relacionados à micro-numerosidade.

Deste modo - como será mais bem detalhado no capítulo sobre formação das carteiras (pg. 66) - os três últimos anos (12 observações, de 31/12/2008 à 30/09/2011) foram separados para comparação com as previsões, chegando-se, portanto, à amostra final, composta pelas empresas que apresentaram todas as observações trimestrais consecutivas das variáveis estudadas de 30/03/1996 a 30/09/2011.

TABELA 1 – Amostra.

<b>Nome de pregão</b>	<b>Classe</b>	<b>Setor</b>	<b>Série temporal</b>
Ambev	PN	Cervejas e refrigerantes	30/03/1994 à 30/09/2011
Brasil Telec	PN	Telecomunicações	30/03/1994 à 30/09/2011
Braskem	PNA	Química	30/03/1994 à 30/09/2011
Cemig	PN	Energia Elétrica	30/03/1994 à 30/09/2011
Eletrobras	PNB	Energia Elétrica	30/03/1994 à 30/09/2011
Gerdau	PN	Siderur & Metalur	30/03/1994 à 30/09/2011
Gerdau Met	PN	Siderur & Metalur	30/03/1994 à 30/09/2011
Klabin S/A	PN	Papel e Celulose	30/03/1994 à 30/09/2011
Light S/A	ON	Energia Elétrica	30/03/1994 à 30/09/2011
Lojas Americ	PN	Produtos diversos	30/03/1994 à 30/09/2011
Marcopolo	PN	Material de Transporte	30/03/1994 à 30/09/2011
P.Acucar-Cbd	PN	Alimentos	30/03/1996 à 30/09/2011
Petrobras	PN	Petróleo. Gás e Energia	30/03/1994 à 30/09/2011
Randon Part	PN	Material de Transporte	30/03/1994 à 30/09/2011
Sid Nacional	ON	Siderur & Metalur	30/03/1994 à 30/09/2011
Souza Cruz	ON	Cigarros e Fumo	30/03/1994 à 30/09/2011
Suzano Papel	PNA	Papel e Celulose	30/03/1994 à 30/09/2011
Telef Brasil	PN	Telecomunicações	30/03/1994 à 30/09/2011
Usiminas	PNA	Siderur & Metalur	30/03/1994 à 30/09/2011
Vale	PNA	Minerais Metálicos	30/03/1994 à 30/09/2011

**Fonte:** Elaborada pelo autor

Conforme mostrado na TABELA 1, somente a P.Acucar-Cbd teve sua série iniciada em 30/03/1996. Em todas as demais empresas as séries começam em 30/03/1994, findando-se em 30/09/2011. A classe de ações escolhida para cada empresa foi a que apresentou maior liquidez.

## 4.2 Variáveis contábeis

Como o objetivo geral desta pesquisa é analisar o relacionamento entre as séries trimestrais dos índices de liquidez, estrutura de capital e rentabilidade das firmas em relação aos retornos das ações das empresas constituintes da amostra, verificando se a previsibilidade dos retornos das ações é ampliada pela incorporação de informações sobre estes índices nos modelos de previsão, este capítulo detalha como foi calculado cada índice usado na pesquisa.

Todos os índices utilizados no presente trabalho são baseados nos conceitos demonstrados por Matarazzo (2003). A principal variável em estudo é o retorno do mercado das ações ( $RET_{it}$ ), pois é a variável cujo comportamento busca-se prever. Foi usada tanto nos modelos ARIMA como nos modelos VAR. O  $RET_{it}$  da empresa  $i$  no trimestre  $t$  foi calculado como segue:

$$RET_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}} \quad (1)$$

Em que:

$P_{it}$  é o preço médio trimestral da ação mais líquida da empresa  $i$  no trimestre  $t$ .

A cotação diária das ações pode estar enviesada, com forte variação decorrente de alguma especulação do mercado ou reação sistêmica não relacionada diretamente à empresa. Outro fator que compõe o retorno de uma ação é o dividendo proposto pela empresa, o que não está inserido no preço da ação apresentado pelo mercado. Para ponderar esses desvios no retorno das ações, foi utilizada no cálculo desta variável a cotação trimestral média do preço das ações ajustadas de acordo com os dividendos propostos. Tal variável adaptada foi coletada no banco de dados Economática®.

Na literatura sobre o tema, usa-se corriqueiramente o Retorno do Patrimônio Líquido (ROE) para tentar prever os retornos das ações, como ocorre nos seguintes trabalhos: O'Hanlon (1991); Martikainen e Puttonen (1993); Mahmood e Fatah (2007); Costa Jr., Meurer e Cupertino (2007); Carvalhal (2010); Galdi e Lopes (2008); e Van Doornik (2007).

Na sequência, o  $ROE_{it}$  da empresa  $i$ , no trimestre  $t$ , foi assim calculado:

$$ROE_{it} = \frac{LL_{it}}{(PL_{it} + PL_{i(t-1)})/2} \quad (2)$$

Em que:

$LL_{it}$  é o lucro líquido da empresa  $i$  no trimestre  $t$ ; e

$PL_{it}$  é o patrimônio líquido da empresa  $i$  no trimestre  $t$ .

Optou-se por utilizar o  $ROE$  ao invés da Rentabilidade do Ativo ( $ROA$ ), porque o  $ROE$  está diretamente relacionado ao retorno das ações, sendo uma medida da rentabilidade do investimento feito apenas pelos acionistas. Já o  $ROA$  incorpora a forma de financiamento utilizado pela empresa, com o uso de capital de terceiros em sua análise, sendo uma medida de rentabilidade de todo o investimento feito na empresa. Assim, como se está objetivando prever os retornos das ações o  $ROE$  é mais indicado.

Esta pesquisa busca, em análise exploratória, verificar a capacidade que os outros índices (além do  $ROE$ ) possuem para prever os retornos das ações. Portanto, a fim de verificar se outros indicadores de rentabilidade também fornecem informações capazes de prever o  $RET$ , serão utilizados o índice do Giro do Ativo ( $GA_{it}$ ), e o índice da Margem Líquida ( $ML_{it}$ ). Estas variáveis serão usadas no modelo VAR, assim como o  $ROE$ .

O ( $GA_{it}$ ) indica quanto a empresa vendeu em relação ao total de investimentos realizados. A ( $ML_{it}$ ) evidencia a porcentagem que a empresa obtém de lucro em relação ao total de vendas realizadas. E o ( $ROE_{it}$ ) demonstra quanto a empresa obtém de lucro em relação ao capital próprio investido médio. O  $GA_{it}$  da empresa  $i$ , no trimestre  $t$ , foi assim calculado:

$$GA_{it} = \frac{VL_{it}}{AT_{it}} \quad (3)$$

Em que:

$VL_{it}$  representa as vendas líquidas da empresa  $i$  no trimestre  $t$ ; e

$AT_{it}$  é o ativo total da empresa  $i$  no trimestre  $t$ .

A  $ML_{it}$  da empresa  $i$ , no trimestre  $t$ , foi assim calculada:

$$ML_{it} = \frac{LL_{it}}{VL_{it}} \times 100 \quad (4)$$

Em que:

$LL_{it}$  é o lucro líquido da empresa  $i$  no trimestre  $t$ ; e

$VL_{it}$  representa as vendas líquidas da empresa  $i$  no trimestre  $t$ .

Já para verificar se a liquidez da empresa, também em análise exploratória, fornece informações capazes de prever o retorno das ações, foi utilizado o índice de Liquidez Corrente ( $LC_{it}$ ). Este índice evidencia a capacidade da empresa de sanar seus compromissos de curto prazo com seus recursos de curto prazo, sendo, portanto, o índice que de forma geral, avalia a liquidez de uma empresa. Esta variável foi utilizada no modelo VAR. A  $LC_{it}$  da empresa  $i$ , no trimestre  $t$ , foi assim calculada:

$$LC_{it} = \frac{AC_{it}}{PC_{it}} \quad (5)$$

Em que:

$AC_{it}$  é o ativo circulante da empresa  $i$  no trimestre  $t$ ; e

$PC_{it}$  é o passivo circulante da empresa  $i$  no trimestre  $t$ .

E para verificar se a estrutura de capital da empresa fornece informações capazes de prever o retorno das ações serão utilizados o índice de Participação de Capital de Terceiros ( $PCT_{it}$ ) e o índice de Composição do Endividamento ( $CE_{it}$ ). Ambas variáveis serão usadas nos modelos VAR. O  $PCT_{it}$  da empresa  $i$ , no trimestre  $t$ , foi assim calculado:

$$PCT_{it} = \frac{CT_{it}}{PL_{it}} \times 100 \quad (6)$$

Em que:

$CT_{it}$  é o capital de terceiros (total do passivo circulante mais o total do passivo não circulante) da empresa  $i$  no trimestre  $t$ ; e

$PL_{it}$  é o patrimônio líquido da empresa  $i$  no trimestre  $t$ .

Desta forma, o  $PCT_{it}$  verifica a porcentagem que o capital de terceiros representa em relação ao patrimônio líquido da entidade. Já a  $CE_{it}$  verifica qual porcentagem do capital de terceiros que é composta por obrigações de curto prazo. A  $CE_{it}$  da empresa  $i$ , no trimestre  $t$ , foi assim calculada:

$$CE_{it} = \frac{PC_{it}}{CT_{it}} \times 100 \quad (7)$$

Em que:

$PC_{it}$  é o passivo circulante da empresa  $i$  no trimestre  $t$ ; e

$CT_{it}$  é o capital de terceiros da empresa  $i$  no trimestre  $t$ .

#### 4.3 Testes de estacionariedade: Dickey-Fuller aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP).

Para qualquer análise e discussão sobre séries temporais é necessário abordar a estacionariedade dessas séries. Neste estudo, foi verificada a estacionariedade dos retornos das ações e dos índices contábeis das empresas apresentadas na amostra. As premissas do modelo de regressão clássico necessitam que tanto a variável explicada quanto as variáveis explicativas sejam estacionárias, com os resíduos possuindo média zero e variância constante. Séries não-estacionárias não são passíveis de modelagem dentro da estrutura clássica de séries de tempo, pois não apresentam média e autocovariância constantes, não sendo possível inferir com confiança sobre o modelo. Regressões envolvendo dados de séries temporais não estacionárias incluem grande possibilidade de se obter resultados duvidosos ou espúrios, isto é, de modo superficial, os resultados podem parecer confiáveis e relevantes, porém, depois de investigações adicionais, eles apresentam características não confiáveis (GUJARATI, 2006).

Desta forma, Pindyck e Rubinfeld (2004, p. 568) definem o processo estacionário como “aquele cuja distribuição conjunta bem como a distribuição condicional não varia em relação ao deslocamento no tempo”. Portanto, segundo os autores, para qualquer  $t$ ,  $k$  e  $m$ , se uma série  $y_t$  é estacionária, então:

$$p(y_t, \dots, y_{t+k}) = p(y_{t+m}, \dots, y_{t+k+m}) \quad e \quad p(y_t) = p(y_{t+m}) \quad (8)$$

Com  $p$  representando uma função de distribuição de probabilidade, se a série  $y_t$  é estacionária, a média da série,  $\mu_t = E(y_t)$ , tem de ser estacionária também, de modo que  $E(y_t) = E(y_{t+m})$  para qualquer  $t$  e  $m$ . Além disso, a variância da série,  $\sigma_y^2 = E[(y_t - \mu_t)^2]$ , tem de ser estacionária, de modo que  $E[(y_t - \mu_t)^2] = E[(y_{t+m} - \mu_t)^2]$ . E, para qualquer defasagem  $k$ , a covariância da série  $y_k = Cov(y_t, y_{t+k}) = E[(y_t - \mu_t)(y_{t+k} - \mu_t)]$ , tem de ser estacionária, de modo que  $Cov(y_t, y_{t+k}) = Cov(y_{t+m}, y_{t+m+k})^3$ .

Neste sentido, para verificar a existência de estacionariedade das séries, serão realizados os testes de raiz unitária denominados Dickey-Fuller aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP).

O teste da raiz unitária Dickey-Fuller aumentado (ADF) é especificado conforme a equação:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (9)$$

Sendo:

$$\Delta y_{t-1} = y_{t-1} - y_{t-2}; \quad \Delta y_{t-2} = y_{t-2} - y_{t-3}; \quad \Delta y_{t-i} = y_{t-1} - y_{t-i-1}$$

Para tornar o termo de erro não-correlacionado serialmente é inserido determinado número de mudanças defasadas no teste ADF (como mostrado anteriormente). Na equação 31 estimada, as hipóteses nula e alternativa a serem testadas, são, respectivamente:  $H_0: \phi = 0$  e  $H_1: \phi < 0$ . A hipótese de que a série seja estacionária é rejeitada caso o valor da estatística ADF seja maior que o valor crítico. É também necessário testar a presença de raiz unitária para a primeira diferença da série, em que, se a série for estacionária na primeira diferença, então a série é integrada de ordem um,  $I(1)$  (ENDERS, 2003).

Já o teste derivado do trabalho de Phillips e Perron (1988) – teste de Phillips-Perron (PP) - é especificado independentemente das ordens  $p$  e  $q$  do modelo, em que se faz uma correção não paramétrica ao teste de Dickey e Fuller, permitindo que o teste seja consistente mesmo que haja variáveis defasadas dependentes e correlação serial nos erros.

Com isso, Lamounier (2001) propõe a realização do teste PP a fim de confirmar, ou não, os resultados do teste ADF, pois este teste baseia-se no pressuposto de que os erros não são correlacionados e apresentam variância uniforme, ou seja, pressupõe que  $\epsilon_r \sim N(0, \sigma^2)$ .

Portanto, pelo fato do ADF nem sempre ser o mais indicado para verificar a presença de raízes unitárias, foi adotado também nesta pesquisa o teste de raiz unitária de Phillips-Perron, confirmando-se ou não os resultados obtidos no teste de Dickey-Fuller Expandido.

Desse modo, de acordo com Bueno (2011), após o cálculo da estatística de Dickey e Fuller deve-se estimar a variância de longo prazo dos resíduos, como segue:

$$\hat{\nu}^2 = \hat{\sigma}^2 + \frac{2}{T} \sum_{j=1}^M \omega \left( \frac{j}{M+1} \right) \sum_{t=j+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-j} \quad (10)$$

E, posteriormente, calcular a estatística de Phillips-Perron, como segue:

$$\hat{Z}_{t,u} = \hat{t}_u \left( \frac{\hat{\sigma}}{\hat{\nu}} \right) - \frac{1}{2} \left( \frac{\hat{\nu}^2 - \hat{\sigma}^2}{\hat{\nu} \sqrt{T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}} \right) \quad (11)$$

Em que,  $\hat{\nu}^2$  representa a variância de longo prazo dos resíduos, estando incluídas todas as autocorrelações do processo  $u_t$ . Assim, para Bueno (2011, p. 107):

Seria ideal calcular  $\sum_{j=-\infty}^{\infty} \gamma_j$ . Ocorre que não existem infinitas observações, logo é preciso truncar  $j$  em algum ponto. É claro que se podia ir de  $-T$  a  $T$  autocovariâncias, porém quanto mais distante a autocovariância, menos informações ela produz em troca de muito mais ruído. Por isso, é necessário calcular  $\sum_{j=-M}^M \gamma_j$ , em que  $\lim_{M,T \rightarrow \infty} \frac{M}{T} \rightarrow 0$ , isto é, a banda de truncagem cresce a uma taxa menor que o número de observações.

Nesta pesquisa foram encontradas séries com estacionariedade em nível, em tendência e com a presença de *drift*. Segundo Gujarati (2006, pg. 658), “o processo estacionário em tendência é estacionário em torno da linha de tendência”; assim, para tornar a série estacionária deve-se estimar uma regressão em relação ao tempo, usando-se na análise das séries temporais os resíduos desta regressão, que serão, portanto, estacionários. Já para uma série estacionária com a presença de *drift*, usa-se nos testes de verificação uma constante nas equações.

## 4.4 Modelos Univariados

### 4.4.2 Modelos ARIMA

O Modelo Auto-Regressivo Integrado de Média Móvel (ARIMA) é um método constantemente presente nas modelagens de séries temporais, conhecido também como a metodologia de Box-Jenkins. Este modelo permite modelar a variável resposta por meio, simultaneamente, de componentes auto-regressivos e de médias móveis.

De acordo com Pindyck e Rubinfeld (2004) e Gujarati (2006), o modelo auto-regressivo (AR) é composto pela soma ponderada dos valores passados da variável dependente além do termo de perturbação aleatória:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \beta_0 + e_t \quad (12)$$

O modelo de médias móveis (MA) é delineado pela soma ponderada de perturbações aleatórias correntes e defasadas:

$$y_t = \beta_0 + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q} \quad (13)$$

Como em muitos casos os processos possuem características de ambos os tipos de modelos, os processos aleatórios precisam ser modelados tanto pelos componentes auto-regressivos (AR) quanto pelas médias móveis (MA), sendo assim representados:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \beta_0 + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (14)$$

Para modelar séries temporais em que haja necessidade de aplicar diferenciações para tornar as séries estacionárias, o modelo ARIMA também é útil. Neste caso, o número de diferenciações necessárias para tornar a série estacionária é designado como ordem de integração representada pela letra I (PINDYCK; RUBINFELD, 2004). Assim, uma série Auto-regressiva de ordem 2, que é estacionária na 1ª diferença, é formalmente demonstrada por um ARIMA (2,1,0).

#### 4.4.2.1 Modelagem Box-Jenkins

A metodologia de Box-Jenkins é dividida em quatro passos. Primeiramente, devem-se encontrar os valores mais apropriados dos componentes auto-regressivos (p), de média móvel

(q) e as ordens de integração (d). Posteriormente, estimam-se os parâmetros. Depois de estimados os parâmetros, realizam-se testes para observar se o modelo escolhido ajusta-se razoavelmente aos dados, pois é possível que outro modelo ARIMA efetue a mesma tarefa. Após a realização dessas três etapas, previsões com o modelo escolhido são realizadas (GUJARATI, 2006).

A primeira etapa, de acordo com Greene (1997), consiste em um processo de tentativa e erro. De forma geral, o modelo escolhido deve ser o mais parcimonioso possível, ou seja, aquele que apresenta o menor número de parâmetros. Isto evita a perda de muitos graus de liberdade no processo de estimação.

Para auxiliar na tarefa de identificação da ordem do modelo, são usualmente utilizadas as análises da função de autocorrelação (FAC) e da função de autocorrelação parcial (FACP).

Para a análise da FAC e FACP é necessário verificar os coeficientes de autocorrelação das séries. Enders (2003) apresenta o cálculo dos coeficientes de autocorrelação como segue:

$$\rho_k = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \quad (15)$$

Assim, os coeficientes de autocorrelação mensuram a correlação existente entre as observações de cada variável em diferentes momentos no tempo, e também fornecem informações que possibilitam a descoberta do modelo probabilístico que possa ter gerado essa série de tempo.

A função de autocorrelação é o gráfico da autocorrelação contra a defasagem da variável. Assim, esta função permitirá identificar a ordem ( $q$ ) de um processo MA. Já a função de autocorrelação parcial (FACP) é o gráfico de  $\phi_{j,j}$  contra  $j$  estimado a partir da seguinte regressão:

$$y_t = \phi_{j,1}y_{t-1} + \phi_{j,2}y_{t-2} + \dots + \phi_{j,j}y_{t-j} + e_t, \quad j = 1, 2, \dots, \quad (16)$$

Desta forma, esse procedimento consiste em regredir  $y_t$  contra  $y_{t-1}$  e obter o coeficiente  $\hat{\phi}_{1,1}$ . Posteriormente, deve-se regredir  $y_t$  contra  $y_{t-1}$  e  $y_{t-2}$  obtendo-se os coeficientes  $\hat{\phi}_{2,1}$  e  $\hat{\phi}_{2,2}$ ,

sendo de interesse apenas este último. Segue-se com o mesmo raciocínio para maiores defasagens. Enders (2003) sugere calcular a função de autocorrelação parcial até  $j = T/4$ , em que  $T$  é o tamanho da amostra.

Assim, de forma geral, em um modelo *ARIMA* as funções FAC e FACP decrescem à medida que as defasagens aumentam. A ordem do termo *AR* é determinada pelo autocorrelograma parcial e a ordem do termo *MA* é determinada pelo autocorrelograma. Em regra, de acordo com Bressan (2001), se o gráfico de autocorrelação decresce a valores próximos de zero após uma defasagem  $k$ , a ordem do processo  $MA(q)$  será  $q = k$ . Já se o correlograma parcial decresce a valores próximos de zero após uma defasagem  $k$ , a ordem do processo  $AR(p)$  será  $p = k$ . Desta forma, em princípio, o autocorrelograma decresce a valores próximos de zero após  $q - p$  defasagens, e o autocorrelograma parcial decresce a valores próximos de zero após  $p - q$ . A primeira regra é válida quando  $k > q - p$ , em que o autocorrelograma é determinado pela parcela autoregressiva do modelo. O mesmo ocorre quando  $k > p - q$ , em que o autocorrelograma parcial é determinado pela parcela média móvel do modelo.

Desta forma, pelos exemplos ilustrados nos GRÁFICOS 1, 2 e 3 gerados pelo Software Stata®, podem-se identificar mais facilmente os modelos  $AR(p)$  e  $MA(q)$  e, de forma mais trabalhosa, o modelo  $ARMA(p, q)$ . Para um modelo  $AR(1)$ , a função de autocorrelação decai exponencialmente com o aumento de defasagens, e a função de autocorrelação parcial tem um pico significativo na defasagem  $p = 1$ . Para um modelo  $MA(1)$ , a função de autocorrelação tem um pico significativo na defasagem  $q = 1$ , e a função de autocorrelação parcial decai exponencialmente. Já para um modelo  $ARMA(2,1)$ , ambas as funções decaem exponencialmente a partir do pico significativo das defasagens, sendo esta análise difícil de reconhecer visualmente. Portanto, a partir da FAC e FACP, alguns padrões típicos podem ser identificados, conforme visualizado no Quadro 1.

Quadro 1 – Padrões teóricos típicos das funções de Autocorrelação.

<b>Modelo</b>	<b>FAC</b>	<b>FACP</b>
AR ( $p$ )	Queda exponencial.	Picos significativos nos “ $p$ ” lags do modelo.
MA ( $q$ )	Picos significativos nos “ $q$ ” lags do modelo.	Queda exponencial.
ARMA ( $p,q$ )	Queda exponencial se $k > q$	Queda exponencial se $k > p$

**Fonte:** Adaptado de Lamounier (2001, p. 71).

Como normalmente é complexo identificar o modelo  $ARMA(p, q)$  visualmente pela análise da FAC e FACP, em que frequentemente apresentam-se dois ou mais modelos que geram resíduos cujos testes indicam ser um ruído branco (série com média e autocorrelação iguais a zero e variância constante), o melhor modelo será o mais parcimonioso, desde que os resíduos sejam os menores possíveis. Assim, a incerteza resultante da estimação tende a ser menor (HOLDEN; PEEL; THOMPSON, 1990). Para auxiliar na escolha da ordem há alguns critérios, como o AIC (*Akaike Information Criterion*).

De forma geral, segundo Bueno (2001), os critérios de especificação têm as seguintes formas:

$$C = \ln \hat{\sigma}^2(T) + c_{T\varphi}(T) \quad (17)$$

Em que:

$C$  representa o critério de especificação;

$\hat{\sigma}^2(T)$  é a variância estimada dos resíduos;

$c_T$  representa o número de parâmetros estimados;

$\varphi(T)$  é a ordem do processo, que penaliza a falta de parcimônia.

A estatística de Akaike (AIC) é dada por:

$$AIC(p, q) = \ln \hat{\sigma}^2 + n \frac{2}{T} \quad (18)$$

Dessa forma, quanto mais parâmetros são estimados no mesmo período de amostra, menor será o erro estimado, mas isso será penalizado na segunda parcela da estatística. Portanto, deseja-se o menor AIC possível (BUENO, 2011).

#### 4.4.3 Testes de validação do modelo ARIMA

Após a estimação do modelo deve-se verificar como os resíduos se comportam. Como na formulação inicial do modelo temporal assume-se que os erros são ruídos brancos, deve-se esperar o mesmo com os resíduos estimados, verificando-se se a FAC e FACP desses resíduos apresentam-se filtradas. Portanto, ao se constatar que o modelo estimado não produziu ruídos

brancos, deve-se descartar o modelo e testar outras possibilidades até se encontrar um modelo em que os resíduos comportem-se como um ruído branco (ENDERS, 2003).

Para verificação das características de ruído branco nos resíduos, este estudo propôs realizar os testes de Jarque-Bera a fim de observar a normalidade e o teste de Breusch-Godfrey para verificar a autocorrelação.

Segundo Bueno (2011), o teste de Jarque-Bera verifica se os momentos da série estimada são iguais aos da normal. Como uma das características inerentes ao ruído branco é apresentar uma distribuição normal, o teste verifica se a distribuição de probabilidade dos resíduos da regressão estimada é semelhante à distribuição normal, ou seja, os resíduos devem apresentar os coeficientes de assimetria e curtose estatisticamente iguais ao da distribuição normal, o que identifica que sua variância é estatisticamente igual ao da distribuição normal. Nesta hipótese, a assimetria é igual a zero e a curtose é igual a 3. Logo, deve-se testar a hipótese conjunta:

$$H_0: E(\epsilon_t^s)^3 = 0 \text{ e } E(\epsilon_t^s)^4 = 3$$

$$H_1: E(\epsilon_t^s)^3 \neq 0 \text{ ou } E(\epsilon_t^s)^4 \neq 3$$

Usando-se a seguinte estatística:

$$JB = \frac{T}{6} \left[ \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\epsilon}_t^s)^3}{T} \right]^2 + \frac{T}{24} \left[ \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\epsilon}_t^s)^4}{T} - 3 \right]^2 \xrightarrow{d} \chi_2^2 \quad (19)$$

Desta forma, é importante observar que a rejeição da hipótese nula indica não-normalidade, porém a não-rejeição não indica normalidade, mas apenas que o terceiro e o quarto momentos da distribuição empírica coincidem com os da normal. Assim, se a hipótese nula for rejeitada, verifica-se que os resíduos não possuem sua distribuição semelhante à normal, apresentando assim uma variância diferente. Isso evidencia que o modelo não está corretamente especificado, comprometendo sua capacidade de previsão.

Já o teste de Breusch-Godfrey, segundo Gujarati (2006), é um teste geral no sentido de que permite a existência de (a) regressores não estocásticos, como o valor defasado do regressando; (b) esquemas auto-regressivos de ordem mais elevada como AR (1), AR (2), etc.; e (c) médias móveis simples ou de ordem mais elevada de termos de ruído branco. Nesse teste, os resíduos da regressão são obtidos e estimados como variável explicada em uma regressão auxiliar, contra a variável explicativa  $Y_t$  e seus próprios valores defasados. Formalmente:

$$\hat{u}_t = \alpha_1 + \alpha_2 Y_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (20)$$

O coeficiente de determinação ( $R^2$ ) da regressão auxiliar estimada multiplicado por  $(n - p)$  segue a distribuição  $\chi_2$  (qui-quadrado) com  $p$  graus de liberdade.

Em que:

$n$ : número de observações;

$p$ : número de defasagens do termo de erro  $\varepsilon_t$ .

Assim, se  $(n - p)R^2$  for superior ao valor crítico ou tabelado ao nível de significância desejado, a hipótese nula ( $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$ ) de ausência de autocorrelação é rejeitada.

## 4.5 Modelos Multivariados

### 4.5.1 Vetores Auto-Regressivos (VAR)

A metodologia VAR foi proposta como alternativa aos modelos estruturais multiequacionais e obteve avanço significativo na década de 80 com os trabalhos de Sims (1980), Litterman (1986), Engle e Granger (1987) e Campbell e Shiller (1987). No início, os citados autores enfatizavam esta metodologia como sendo mais apropriada à previsão do que modelos de equações simultâneas.

O método VAR com objetivo de previsão considera diversas séries temporais de uma única vez, sendo, portanto, um sistema completamente simultâneo. O valor de uma variável é expresso como uma função linear dos valores defasados dessa variável e de todas as outras

variáveis incluídas no modelo. Se cada equação contiver o mesmo número de variáveis defasadas no sistema, ela pode ser estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) sem se recorrer a qualquer outro método de sistemas (GUJARATI, 2006).

Gujarati (2006) aponta três vantagens do VAR. A primeira deve-se ao fato de ser um método simples, não sendo preciso se preocupar em determinar quais variáveis são endógenas e quais são exógenas, já que normalmente todas as variáveis são endógenas. A segunda vantagem ocorre pelo fato das estimações serem simples, pois o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) pode ser aplicado a cada equação separadamente. E a terceira vantagem vai de acordo com o já supracitado por Sims (1980), Litterman (1986), Engle e Granger (1987) e Campbell e Shiller (1987), de que as previsões realizadas pelo VAR são melhores do que as obtidas pelos modelos mais complexos de equações simultâneas.

Como críticas, Gujarati (2006) elenca:

- Em relação aos modelos de equações simultâneas o VAR é um modelo atóxico, pois utiliza menos informações teóricas *a priori* para construção do modelo;
- Devido à ênfase na previsão, os modelos VAR são menos apropriados para a análise de políticas;
- A dificuldade prática de escolher o comprimento certo das defasagens das variáveis dentro do modelo;
- Quando há muitas variáveis com muitas defasagens, perdem-se muitos graus de liberdade, tendo como consequência todos os problemas associados a isso;
- No modelo VAR todas as variáveis devem ser estacionárias; se não forem, deve-se fazer a transformação adequada (por exemplo, tomar a primeira diferença);
- Quando o modelo contiver variáveis estacionárias e não estacionárias, a transformação dos dados será complexa;
- Como muitas vezes é difícil interpretar os coeficientes individuais nos modelos VAR estimados - principalmente quando os coeficientes apresentam sinais diferentes - estima-se, frequentemente, a função resposta a impulso (IRF) para se verificar como a variável dependente responde a um choque dado a uma ou mais variáveis do sistema. Apesar de ser questionada por pesquisadores, a IRF é peça central na análise VAR.

Geralmente, de acordo com Bueno (2011), pode-se expressar um modelo auto-regressivo de ordem  $p$  por um vetor com  $n$  variáveis endógenas  $Y_t$ , que estão conectadas entre si por meio de uma matriz  $A$ . Assim, a equação formada expressa as relações entre as variáveis endógenas que são frequentemente decorrentes de um modelo econômico teoricamente estruturado, chamando-se assim de *forma estrutural*. Formalmente apresenta-se:

$$Y_t = \delta + \Phi_t Y_{t-1} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (21)$$

Em que:

$Y_t = [y_{1t}, y_{2t}, y_{3t}, \dots, y_{kt}]$  são séries temporais;

$$\Phi_i = \begin{bmatrix} \phi_{11,p} & \dots & \phi_{1k,p} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \phi_{k1,p} & \dots & \phi_{kk,p} \end{bmatrix} \quad i = 1, 2, \dots, p \text{ para } \delta = \begin{bmatrix} \phi_{10} \\ \phi_{20} \\ \phi_{k0} \end{bmatrix};$$

$$\theta_1 = \begin{bmatrix} \theta_{11,q} & \dots & \theta_{1k,q} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \theta_{k1,q} & \dots & \theta_{kk,q} \end{bmatrix} \quad q = 1, 2, \dots, Q; \text{ e}$$

$\varepsilon_t$  = um vetor de dimensão “ $k$ ” do tipo Ruído Branco Multivariado com  $E[\varepsilon_t] = 0$  e  $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Gamma_\varepsilon$  com  $\varepsilon_t$  e  $\varepsilon_s$  independentes  $\forall s \neq t$ .

Os choques  $\varepsilon_t$  são denominados choques estruturais porque afetam individualmente cada uma das variáveis endógenas, sendo considerados independentes entre si, pois as inter-relações entre um choque e outro são captadas indiretamente pela matriz  $A$ .

Como as variáveis são endógenas, o modelo em questão é normalmente estimado em sua forma reduzida (ENDERS, 2003). O modelo fica especificado da seguinte forma:

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B \varepsilon_t$$

$$X_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t \quad (22)$$

Em que:

$$\Phi_0 \equiv A^{-1}B_i;$$

$$i=0,1,\dots,p;e$$

$$B\varepsilon_t = A\varepsilon_t$$

Para facilitar o entendimento da metodologia, visualiza-se este modelo por meio de um exemplo bivariado de ordem 1:

$$\begin{aligned} y_t &= b_{10} - a_{12}z_t + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \sigma_y\varepsilon_{yt} \\ z_t &= b_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \sigma_z\varepsilon_{zt} \end{aligned} \quad (23)$$

Desta forma, segundo Bueno (2011), as hipóteses assumidas para esse modelo são:

- a)  $y_t$  e  $z_t$  são ambos estacionários;
- b)  $\varepsilon_{yt} \sim RB(0,1)$  e  $\varepsilon_{zt} \sim RB(0,1)$ ;
- c)  $Cov(\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{zt}) = 0$ .

Assim como nos modelos ARIMA, foi adotado um critério para auxiliar na escolha da ordem dos modelos multivariados, o AIC (*Akaike Information Criterion*). A versão multivariada do critério AIC é uma generalização da versão univariada da seguinte forma (BUENO, 2001):

$$AIC(m) = \ln|\hat{\Sigma}(m)| + \frac{2}{T}mn^2 \quad (24)$$

Em que:

$mn^2$  é o numero total de parâmetros estimados em todas as equações.

Após a estimação do modelo, verifica-se a autocorrelação e normalidade dos resíduos do modelo. Para verificar a normalidade dos resíduos foi usado o teste de Jarque-Bera (já evidenciado na seção sobre modelos univariados).

Para averiguar a autocorrelação dos resíduos foi usado o teste Ljung-Box. De acordo com Fonseca (2010), o referido teste objetiva checar se as autocorrelações multivariadas são nulas. As hipóteses do teste são:

$$H_0 = E(e_t e'_{t-j}) = 0 \quad \forall j = 1, 2, \dots, j > p$$

$$H_1 = E(e_t e'_{t-j}) \neq 0 \text{ para algum } j$$

A estatística do teste é assim formalizada:

$$Q^*(K) = T \sum_{k=1}^m \text{tr} (\hat{C}_k' \hat{C}_0^{-1} \hat{C}_k \hat{C}_0^{-1}) \xrightarrow{d} \chi_{n^2(m-p)}^2. \quad (25)$$

Em que  $\hat{C}_j = \sum_{t=j+1}^T \frac{\hat{e}_j \hat{e}'_{t-j}}{T}$  é igual à matriz de autocovariância na defasagem  $j$ . Considerando a estatística  $Q^*$  ajustada:

$$Q^*(K) = T^2 \sum_{k=1}^m \frac{1}{T-k} \text{tr} (\hat{C}_k' \hat{C}_0^{-1} \hat{C}_k \hat{C}_0^{-1}) \xrightarrow{d} \chi_{n^2(m-p)}^2. \quad (26)$$

A regra de decisão é rejeitar a hipótese nula se o valor encontrado para a estatística  $Q(K)$  for maior que o valor crítico para uma defasagem  $k$ .

Como o foco desta pesquisa é prever os retornos das ações, os resultados apresentados se referem apenas à situação em esta variável se apresenta dependente do modelo VAR.

#### 4.5.1.1 O teste de causalidade de Granger

Foi utilizado o teste de causalidade de Granger para indicar quais índices fornecem poder de previsão dos retornos das ações e em qual defasagem há esse poder de previsão.

O objetivo do teste é observar quais variáveis possuem poder de previsão de outras. Granger (1969) afirma que ocorre em algumas ocasiões uma dificuldade para decidir a direção da causalidade entre duas variáveis relacionadas e também se está ou não ocorrendo *feedback* entre elas. Gujarati (2006, p. 559, 560) complementa ao afirmar que “embora a análise de regressão lide com a dependência de uma variável em relação a outras, isso não implica necessariamente causalidade”, ou seja, “a existência de uma relação entre variáveis não prova causalidade nem direção de influência”.

Segundo Pindyck e Rubinfeld (2004), o referido teste se baseia em uma idéia simples. Se X causa Y, então variações em X devem preceder variações em Y. Para dizer que “X causa Y” é necessário cumprir duas condições: a) X deve ajudar a prever Y. Assim, em uma regressão de Y em relação aos seus valores defasados, o acréscimo de valores defasados de X como variável independente deve contribuir significativamente para aumentar o poder explicativo da regressão; b) Y não deve ajudar a prever X, pois se X ajuda a prever Y e Y ajuda a prever X, provavelmente uma ou mais variáveis estão de fato “causando” as mudanças observadas nestas duas variáveis.

Contrariando a condição “b” citada por Pindyck e Rubinfeld (2004), Gujarati (2006) insere a causalidade bidirecional como uma das formas de causalidade, em que ocorre quando tanto o coeficiente X quanto o coeficiente Y são estatisticamente diferentes de zero nas duas regressões. Como outros trabalhos semelhantes também consideram a causalidade bidirecional, este estudo também o considerará, pois como o objetivo é aumentar o poder de previsão com as variáveis estudadas, não está em seu escopo avaliar as outras variáveis que podem estar influenciando as causalidades observadas.

Através de um teste F, testa-se a hipótese nula de que uma variável não ajuda a prever a outra. Portanto, usando-se a soma de quadrados dos resíduos de cada regressão para calcular a estatística F, é testado se o grupo dos coeficientes  $\beta_s$  é significativamente diferente de 0 (zero). Sendo diferente de 0 (zero), rejeita-se a hipótese nula, ou seja, X causa Y (PINDYCK e RUBINFELD, 2004).

Formalmente, esse teste é estimado pelas seguintes regressões:

$$X_t = \sum_{i=1}^n a_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n b_j X_{t-j} + \epsilon_t \quad (27)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^n c_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n d_j Y_{t-j} + \varphi_t \quad (28)$$

Em que a hipótese nula é  $H_{0x}: \sum a_i = 0$  para a primeira equação e  $H_{0y}: \sum c_i = 0$  para a segunda.

Com isso, verifica-se que o objetivo proposto por Granger (1969) foi alcançado, que é o de esclarecer as relações entre certos modelos econométricos para verificar a causalidade e *feedback* entre as variáveis.

De acordo com Pindyck e Rubinfeld (2004), a estatística do teste F é formalmente dada como:

$$F = (N - k) \frac{(SQR_R - SQR_{UR})}{q(SQR_{UR})} \quad (29)$$

Em que:

$SQR_R$  é a soma de quadrados dos resíduos da regressão restrita ( $Y_t = \sum_{j=1}^n d_j Y_{t-j} + \varphi_t$ )

$SQR_{UR}$  é a soma de quadrados dos resíduos da regressão irrestrita ( $\sum_{i=1}^n c_i X_{t-1} + \sum_{j=1}^n d_j Y_{t-j} + \varphi_t$ );

$k$  é o número de parâmetros estimados na regressão irrestrita; e

$q$  é o número de restrições de parâmetros.

#### 4.6 Critérios de avaliação da capacidade de previsão dos modelos

Com vistas a verificar o poder de previsão dos modelos foi separado um ano (quatro trimestres) da amostra para realizar testes estatísticos com o intuito de analisar e medir o desempenho dos modelos de previsão. Os critérios estatísticos utilizados foram: Erro Médio Absoluto (*Mean Absolute Error* - MAE) e Erro Médio Percentual Absoluto (*Mean Absolute Percentage Error* - MAPE). Segundo Heij et al. (2004), estes critérios podem ser definidos da seguinte maneira:

$$MAE = \frac{1}{n_f} \sum_{t=1}^{n_f} |r_t - \hat{r}_t| \quad (30)$$

$$MAPE = \frac{1}{n_f} \sum_{t=1}^{n_f} \left| \frac{r_t - \hat{r}_t}{r_t} \right| \quad (31)$$

Em que:

$n_f$  é o número de observações da amostra usada para a previsão;  
 $r_t$  são os valores dos retornos observados; e  
 $\hat{r}_t$  são os valores dos retornos previstos.

O modelo que apresentar o menor valor dessas estatísticas é aquele que gerará as previsões mais próximas do valor observado. Para verificar se há diferença na precisão das previsões de ambos os modelos, foi utilizado o teste de Diebold e Mariano (1995) modificado por Harvey, Leybourne e Nerbold (1997). Assim, de acordo com o teste de Diebold e Mariano Modificado (DMm), considerando  $r_t$  o retorno observado real e  $\hat{r}_{t1}$  e  $\hat{r}_{t2}$  as previsões dos retornos de dois modelos concorrentes, a função perda,  $L(\hat{r}_{ti})$ , é definida para o MAE e MAPE, respectivamente por:

$$L(\hat{r}_{ti}) = \frac{1}{n_f} \sum_{i=1}^{n_f} |r_{ti} - \hat{r}_{ti}| \quad (32)$$

$$L(\hat{r}_{ti}) = \frac{1}{n_f} \sum_{t=1}^{n_f} \left| \frac{r_{ti} - \hat{r}_{ti}}{r_{ti}} \right| \quad (33)$$

Em que  $i = 1,2$ .

Deste modo, para verificar se o desempenho de previsão dos dois modelos é análogo, basta testar se a média populacional da diferença da função de perda é  $d_t = L(\hat{r}_{t1}) - L(\hat{r}_{t2}) = 0$ . Portanto, sob a hipótese nula os modelos apresentam a mesma precisão preditiva ( $H_0: \bar{d} = 0$ ), e na hipótese alternativa os modelos possuem diferentes precisões preditivas ( $H_0: \bar{d} \neq 0$ ).

Nos casos de não normalidade da distribuição, as propriedades do teste Diebold-Mariano são prejudicadas, sendo adaptadas por Harvey, Leybourne e Nerbold (1997) para a distribuição  $t$  de *Student*, assim formalizada:

$$DMm = \left[ \frac{T + 1 - 2k + T^{-1}k(k - 1)}{T} \right]^{1/2} DM \sim t_{T-1} \quad (34)$$

Em que  $k$  é o número de passos à frente utilizados na previsão.

#### 4.7 Formação e Análise de Desempenho de Carteiras

Para evitar que os resultados analisados apresentem problemas relacionados a *data-snooping* (resultados encontrados devido ao acaso), foram separados os últimos três anos (quatro observações trimestrais por ano) para a comparação entre as carteiras de investimento. Assim, as carteiras são comparadas em três momentos distintos.

No primeiro momento as carteiras foram comparadas nas quatro observações trimestrais compostas pelo período de dezembro de 2008 a setembro de 2009. Neste caso, os modelos de previsão foram especificados de abril de 1994 até setembro de 2008. No segundo momento, as carteiras foram comparadas nas quatro observações trimestrais compostas pelo período de dezembro de 2009 a setembro de 2010. Neste caso, os modelos de previsão foram especificados de abril de 1994 até setembro de 2009. No terceiro momento, as carteiras foram comparadas nas quatro observações trimestrais compostas pelo período de dezembro de 2010 a setembro de 2011, ou seja, os modelos de previsão foram especificados de abril de 1994 até setembro de 2010.

Esta análise em vários momentos evita que os resultados ocorram simplesmente devido ao acaso e não devido a uma capacidade preditiva superior de algum modelo de previsão utilizado.

#### **4.7.1 Modelos Univariados vs. Modelos Multivariados**

Para observar o comportamento das previsões em curto e longo prazo, foram montados seis portfólios (três baseados nos modelos univariados e três baseados nos modelos multivariados) de acordo com os retornos previstos em três períodos de tempo dentro de cada momento de análise: 1º trimestre; 1º semestre; e 1 ano. Assim, de acordo com as previsões realizadas para o 1º trimestre seguinte à série temporal utilizada para especificar os modelos, foram compostos dois portfólios: um baseado nas previsões dos modelos univariados e o outro baseado nas previsões dos modelos multivariados. Da mesma forma, foi feita a elaboração dos portfólios baseados nos retornos previstos para um semestre e para um ano.

No primeiro momento de análise, os modelos foram especificados com base nos dados trimestrais de abril de 1994 até setembro de 2008. Posteriormente foi feita a previsão para o primeiro trimestre seguinte (dezembro de 2008), de acordo com ambos os modelos, e foram

comparados os resultados previstos e os reais. Depois foi feita a previsão para o primeiro semestre seguinte (dezembro de 2008 a março de 2009), de acordo com ambos os modelos, e foram comparados os resultados previstos e os reais. Por fim, foi feita a previsão para todo o ano seguinte (até setembro de 2009), de acordo com ambos os modelos, e foram comparados os resultados previstos e reais. Procedimento idêntico foi adotado para os momentos seguintes de análise.

Na construção de cada carteira de investimento, optou-se por utilizar o quarto quartil das empresas com maior rentabilidade prevista de acordo com ambos os modelos. Desta forma, as cinco empresas que apresentaram os maiores retornos previstos foram as escolhidas para compor cada portfólio. Assim, por meio da verificação dos retornos trimestrais, semestrais e anuais previstos por ambos os modelos de previsão (univariados e multivariados) é possível comparar os resultados previstos e os resultados reais para cada tipo de modelo, de acordo com a projeção temporal das previsões.

Para a composição de cada carteira em relação à projeção temporal (1º trimestre, 1º semestre, 1 ano) foram escolhidas as empresas do quarto quartil, independentemente da composição das carteiras anteriores formadas. Assim, na composição da carteira de projeção temporal de 1 ano, foi verificado quais as cinco empresas apresentavam maior rentabilidade prevista neste espaço temporal, independentemente de quais eram as empresas que faziam parte das carteiras formadas no primeiro trimestre e no primeiro semestre. Portanto, como o objetivo era verificar a capacidade preditiva dos modelos para as três projeções temporais, não houve rebalanceamento das carteiras; apenas foi criada uma carteira para cada projeção.

Para que houvesse proporcionalidade no total investido em cada empresa, optou-se por utilizar, na composição de cada portfólio, o mesmo volume de investimento em cada ação. Assim, no arranjo inicial de cada portfólio, cada empresa possui 20% do investimento total da carteira, ou seja, o portfólio inicial é composto por 5 ações, cada uma com 20% do total investido. Este procedimento se faz necessário para se identificar de forma mais objetiva e balanceada o retorno do portfólio como um todo, impedindo-se que a ação de apenas uma empresa exerça influência positiva ou negativa no retorno total da carteira. Portanto, para se chegar ao retorno total da carteira, foi calculada a média simples dos retornos acumulados das empresas, tanto para o retorno previsto como para o retorno real.

Como esta pesquisa visa também indicar qual tipo de investimento é mais rentável, considerando que cada investidor possui um montante específico para investir, os custos das operações de compra e venda de ações não foram considerados, já que para cada carteira analisada há apenas duas transações (compra das ações na composição do portfólio e venda das ações ao fim de cada projeção temporal), o que torna esses custos insignificantes em investimentos maiores. Portanto, este estudo indica, de forma geral, opções de investimentos mais rentáveis, sendo necessárias adaptações para análises de outros tipos de investimentos.

#### **4.7.2 Avaliação do desempenho das carteiras**

Primeiramente, os retornos das carteiras formadas com base nos modelos univariados e multivariados de previsão foram comparados contra o retorno de um ativo livre de risco (Certificado de Depósito Bancário - CDI) e contra o de uma carteira de mercado (Índice Bovespa – Ibovespa). Desta forma, foi possível verificar se os retornos das carteiras formadas foram maiores do que os retornos destas outras duas opções de investimento, demonstrando-se para um possível investidor qual tipo de investimento seria mais rentável.

Para Bodie, Kane e Marcus (2002), a maior dificuldade ao se comparar significativamente o desempenho de uma carteira é que a sua média de retornos deve ser ajustada para o risco. Assim, foi utilizado o Índice de Sharpe (IS). Esta medida foi calculada com base nos retornos trimestrais.

O Índice de Sharpe expressa a relação entre retorno e risco, informando se o fundo oferece rentabilidade compatível com o risco a que expõe o investidor. Este índice divide a média do retorno em excesso da carteira durante o período de amostra pelo desvio-padrão dos retornos naquele período. O numerador é o retorno incremental que a carteira ganhou em comparação com um investimento alternativo no ativo livre de risco, enquanto o denominador é o incremento na sua volatilidade comparada com a alternativa livre de risco (BODIE; KANE; MARCUS, 2002).

Formalmente, o Índice de Sharpe é assim apresentado:

$$IS = \frac{\bar{R}_{p,t} - R_{F,t}}{\sigma_{p,t}} \quad (35)$$

Em que:

$\bar{R}_{p,t}$  é o retorno da carteira no período  $t$ ;

$R_{F,t}$  é o retorno do ativo livre de risco no período  $t$ . No caso foi utilizado o CDI (Certificado de Depósito Interbancário)

$\sigma_{p,t}$  é o desvio padrão do *portfólio*.

Desse modo, o Índice de Sharpe mede o retorno adicional que a carteira obteve sobre um ativo livre de risco, considerando a variância dos retornos das ações que compõem o portfólio, sendo que quanto menor a variância menor o risco, e conseqüentemente mais seguro é o investimento. Assim, ao se observar as variabilidades dos retornos das ações de cada portfólio, a carteira que apresentou o maior IS foi considerada a mais rentável.

Portanto, depois de estimados os melhores modelos de previsão para os retornos das ações, foi comparada a eficiência dos indicadores econômicos e financeiros para a melhoria na previsão dos retornos das ações por meio dos retornos das carteiras compostas por modelos univariados e multivariados. Com isso, foi possível concluir se os índices contábeis/financeiros contribuem para a melhoria na qualidade das previsões dos retornos das ações.

## 5 RESULTADOS

O período total de análise desta pesquisa estende-se do 2º trimestre de 1994 até o 3º trimestre de 2010. Para evitar que os resultados analisados apresentassem problemas relacionados a *data-snooping* (resultados encontrados devido ao acaso), foram separados os últimos três anos (quatro observações trimestrais por ano) para a comparação dos resultados em três momentos distintos. Desta forma, este capítulo se subdivide em três momentos de análise.

### 5.1 Modelos Univariados

Com base nos dados históricos dos retornos das ações das empresas que compõem a amostra, foram especificados modelos de previsão pela metodologia Box-Jenkins. Com os modelos ajustados, calcularam-se as estatísticas de avaliação dos modelos de previsão. Em seguida, estes foram usados com a intenção de montar estratégias lucrativas de negociação.

Na análise dos modelos econométricos univariados, a variável utilizada foi o retorno da ação (RET) trimestral de cada empresa. A estatística descritiva dos retornos das ações de cada empresa que compõe a amostra está evidenciada na TABELA 2.

TABELA 2 – Estatística descritiva dos retornos trimestrais das ações (RET)

Empresa	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Ambev	70	0.1106	0.2312	-0.1674	1.5563
Brasil Telec	70	0.0713	0.2404	-0.3138	1.1648
Braskem	70	0.1036	0.3620	-0.3954	1.4483
Cemig	70	0.0819	0.2290	-0.2140	1.2796
Eletrobras	70	0.0721	0.2684	-0.3180	1.4296
Gerdau	70	0.1210	0.2877	-0.5016	1.2659
Gerdau Met	70	0.1179	0.2713	-0.4971	1.1307
Klabin S/A	70	0.0971	0.3306	-0.4580	1.6444
Light S/A	70	0.0406	0.2672	-0.3868	1.1465
Lojas Americanas	70	0.1345	0.3961	-0.4541	1.9033
Marcopolo	70	0.0929	0.2253	-0.3814	1.2110
P.Acucar-Cbd	62	0.0513	0.1468	-0.2228	0.3840
Petrobras	70	0.0952	0.2599	-0.3503	1.3403
Randon Part	70	0.1385	0.4619	-0.4766	2.9681
Sid Nacional	70	0.1201	0.2803	-0.4973	1.3185
Souza Cruz	70	0.1031	0.1823	-0.2875	0.9775
Suzano Papel	70	0.0944	0.3503	-0.4506	1.7550
Telef Brasil	70	0.0818	0.2408	-0.3436	1.2727

<b>Usiminas</b>	70	0.1086	0.3556	-0.5404	2.0188
<b>Vale</b>	70	0.1111	0.2617	-0.3333	1.4620

**Fonte: Resultados da pesquisa.**

Na análise descritiva dos dados, chama-se a atenção para o maior retorno negativo apresentado pela empresa Usiminas, cuja desvalorização da ação alcançou 54,04% em apenas um trimestre. Por outro lado, a maior valorização ocorreu com a ação da Randon Part, que foi de 296,81% em um trimestre.

Anteriormente a especificações dos modelos para as séries temporais, é necessário testar a estacionariedade das séries. Nesta pesquisa, foram utilizados dois testes: Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP). Os resultados estão apresentados na TABELA 3.

TABELA 3 – Testes de estacionariedade: Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP).

<b>Empresa</b>	<b>ADF</b>	<b>PP</b>	<b>Empresa</b>	<b>ADF</b>	<b>PP</b>
	<b>valor-p</b>	<b>valor-p</b>		<b>valor-p</b>	<b>valor-p</b>
<b>Ambev</b>	0.0000	0.0000	<b>Marcopolo</b>	0.0000	0.0000
<b>Brasil Telec</b>	0.0000	0.0000	<b>P.Acucar-Cbd</b>	0.0000	0.0000
<b>Braskem</b>	0.0000	0.0000	<b>Petrobras</b>	0.0000	0.0000
<b>Cemig</b>	0.0000	0.0000	<b>Randon Part</b>	0.0000	0.0000
<b>Eletrobras</b>	0.0000	0.0000	<b>Sid Nacional</b>	0.0000	0.0000
<b>Gerdau</b>	0.0000	0.0000	<b>Souza Cruz</b>	0.0000	0.0000
<b>Gerdau Met</b>	0.0000	0.0000	<b>Suzano Papel</b>	0.0000	0.0000
<b>Klabin S/A</b>	0.0000	0.0000	<b>Telef Brasil</b>	0.0000	0.0000
<b>Light S/A</b>	0.0000	0.0000	<b>Usiminas</b>	0.0000	0.0000
<b>Lojas Americ</b>	0.0000	0.0000	<b>Vale</b>	0.0000	0.0000

**Fonte: Resultados da pesquisa.**

A TABELA 3 permite afirmar que as séries não possuem raiz unitária; portanto, são estacionárias. Em todos os testes de raiz unitária (ADF) rejeita-se a hipótese nula de que a série possua raiz unitária. Com o objetivo de confirmar os resultados obtidos pelo teste ADF, empregou-se também o teste de Phillips Perron (PP), que tem como hipótese nula a não estacionariedade da série. De acordo com a TAB. 3, pelos testes PP se rejeita a hipótese nula de que as séries não são estacionárias. Dessa forma, os resultados obtidos pelo teste ADF são confirmados pelo teste PP. Assim, as séries de retornos das ações (RET) de todas as 20 empresas analisadas na pesquisa são estacionárias. O valor-p em ambos os testes e para todas

as empresas realmente apresentou-se tendendo a zero, evidenciando a forte estacionariedade dos retornos das ações para todas as empresas.

### 5.1.1 Primeiro momento de análise - Até o 3º trimestre de 2008

Após a verificação da estacionariedade das séries, buscou-se encontrar o melhor modelo univariado de previsão para os retornos das ações de casa empresa. Por meio da análise das funções de autocorrelação (FAC) e de autocorrelação parcial (FACP), encontraram-se os modelos que apresentam o menor valor para o critério de informação de Akaike. A TABELA 4 evidencia os modelos estimados para cada empresa.

TABELA 4 – Especificações das séries.

<b>Empresas</b>	<b>ARIMA</b>	<b>Akaike</b>	<b>Jarque-Bera</b>
<b>Ambev</b>	(1.0.0)*	-17.0792	0.0000
<b>Brasil Telec</b>	(0.0.1)*	2.8455	0.0014
<b>Braskem</b>	(1.0.0)*	40.7575	0.0002
<b>Cemig</b>	(0.0.1)*	5.5346	0.0000
<b>Eletronbras</b>	(0.0.1)*	16.5670	0.0000
<b>Gerdau</b>	(1.0.0)	15.1632	0.0002
<b>Gerdau Met</b>	(0.0.1)	8.5519	0.0010
<b>Klabin S/A</b>	(0.0.2)*	32.6577	0.0000
<b>Light S/A</b>	(0.0.1)*	12.5625	0.0001
<b>Lojas Americ</b>	(0.0.1)*	65.2563	0.0000
<b>Marcopolo</b>	(2.0.0)	-9.0421	0.0000
<b>P.Acucar-Cbd</b>	(1.0.1)	-44.3473	0.7179
<b>Petrobras</b>	(2.0.0)	6.5604	0.0000
<b>Randon Part</b>	(2.0.0)*	47.8199	0.0000
<b>Sid Nacional</b>	(1.0.0)	15.6756	0.0000
<b>Souza Cruz</b>	(0.0.1)	-27.6442	0.0000
<b>Suzano Papel</b>	(1.0.0)*	37.3340	0.0000
<b>Telef Brasil</b>	(0.0.1)*	-0.8173	0.0005
<b>Usiminas</b>	(1.0.0)*	43.5434	0.0000
<b>Vale</b>	(0.0.1)	3.8965	0.0000

\*modelos sem intercepto.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para todas as empresas foi possível especificar algum modelo de previsão, isto é, nenhuma série verificada apresentou um típico comportamento de ruído branco (*white noise*), cuja previsibilidade seria afetada.

A predominância de modelos que apresentaram os menores valores para o critério de informação de Akaike foram ARIMA (0.0.1) (com ou sem intercepto) - com 9 ocorrências - e ARIMA (1.0.0) (com ou sem intercepto) - com 6 ocorrências. Isto evidencia que para estas séries de retornos de ações, as primeiras defasagens, tanto na parte auto-regressiva (AR) como na parte de médias móveis (MA), são as que fornecem maior poder de previsão. Os outros tipos de modelos verificados foram: ARIMA (0.0.2)\*; ARIMA (2.0.0); ARIMA (2.0.0)\*; e ARIMA (1.0.1).

Após a estimação dos modelos, verificou-se se os seus resíduos se comportam como um ruído branco, isto é, se apresentam a distribuição semelhante à de uma distribuição normal (teste de Jarque-Bera – TAB. 4), e se não apresentam autocorrelação serial (teste de Breush-Godfrey – TAB. 5)

A hipótese nula do teste de Jarque-bera verifica se a distribuição dos resíduos possui assimetria igual a zero e curtose igual a três, ou seja, semelhante aos valores de uma variável aleatória que segue uma distribuição normal. Pela análise da TAB. 4, utilizando-se um nível de significância estatística ( $\alpha$ ) igual a 5%, observou-se que apenas para a série P.Acucar-Cbd não foi rejeitada a hipótese nula, evidenciando-se que os resíduos da série de retornos desta empresa possuem distribuição semelhante à normal. Tsay (2002) argumenta que séries que envolvem valor de ações geralmente não apresentam distribuição semelhante à normal devido às caudas das suas distribuições serem mais largas e a cauda esquerda ser truncada no ponto -1, já que não há perda em um ativo além de 100% (desvalorização total do ativo). Assim, esse problema econométrico de não normalidade dos resíduos é atenuado para séries de retornos de ações, o que permite realizar as previsões desejadas, da mesma forma como foi feito nos trabalhos de Oliveira (2012) e Bildirici e Ersin (2009).

Para conceder maior robustez aos resultados, optou-se por estimar o teste de Breush-Godfrey com até quatro defasagens, verificando-se se há autocorrelações nos resíduos em defasagens mais altas ou mais baixas para os resíduos dos modelos selecionados para as séries.

TABELA 5 – Teste de Breusch-Godfrey para verificar a autocorrelação dos resíduos

Empresa	Breusch-Godfrey			
	1 defasagem	2 defasagens	3 defasagens	4 defasagens
	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p
Ambev	0,1154	0,1027	0,1579	0,2600
Brasil Telec	0,0000	0,0001	0,0002	0,0005
Braskem	0,0085	0,0138	0,0342	0,0386
Cemig	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Eletróbrás	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Gerdau	0,0959	0,2093	0,3231	0,4790
Gerdau Met	0,0428	0,1285	0,1275	0,1405
Klabin S/A	0,0347	0,0826	0,1695	0,2453
Light S/A	0,0003	0,0013	0,0039	0,0084
Lojas Americ	0,4398	0,7215	0,8519	0,6339
Marcopolo	0,0118	0,0371	0,0778	0,1228
P.Acucar-Cbd	0,2060	0,4296	0,5272	0,5042
Petrobras	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Randon Part	0,0506	0,0090	0,0243	0,0516
Sid Nacional	0,0227	0,0631	0,0467	0,0868
Souza Cruz	0,0003	0,0006	0,0016	0,0041
Suzano Papel	0,1178	0,0664	0,1080	0,0601
Telef Brasil	0,1816	0,0347	0,0086	0,0157
Usiminas	0,1634	0,0180	0,0001	0,0000
Vale	0,5749	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

A hipótese nula do teste de Breusch-Godfrey indica ausência de autocorrelação entre os resíduos. Portanto, ao se utilizar um nível de significância estatística ( $\alpha$ ) igual a 5%, verificou-se, na TAB. 5, que em sete empresas (Brasil Telec, Braskem, Cemig, Eletróbrás, Light S/A, Petrobras e Souza Cruz) houve autocorrelação em todas as defasagens. Segundo Brooks, Rew e Ritson (2001), a presença de autocorrelação dos resíduos indica que os coeficientes estimados não apresentam a menor variância possível, mas não são enviesados. Assim, quando há a presença de autocorrelação nos resíduos, os parâmetros deixarão de ser aqueles com variância mínima (os melhores), mas continuarão sendo estimadores não enviesados e lineares, o que torna possível a interpretação dos valores encontrados. Portanto, mesmo com alguns modelos apresentando o problema econométrico de autocorrelação nos resíduos, é possível realizar as previsões desejadas considerando tal problema, assim como realizado no trabalho de Fonseca (2010).

Desta forma, foi constatado no primeiro momento de análise – do 2º trimestre de 1994 até o 3º trimestre de 2008 – que é possível realizar as previsões sobre os retornos das ações com base nesses modelos estimados.

### 5.1.2 Segundo momento de análise - Até o 3º trimestre de 2009

No segundo momento de análise, foi priorizada a verificação das variações ocorridas nos resultados ao se incorporar mais dados à série. O segundo momento de análise incorpora os dados do 2º trimestre de 1994 até o 3º trimestre de 2009. Todo o processo para verificar os modelos no segundo momento ocorreu da mesma forma demonstrada no primeiro momento de análise. A TABELA 6 evidencia os modelos estimados para cada empresa.

TABELA 6 – Especificações das séries

<b>Empresas</b>	<b>ARIMA</b>	<b>Akaike</b>	<b>Jarque-Bera</b>
<b>Ambev</b>	(1.0.0)*	-20.2917	0.0000
<b>Brasil Telec</b>	(0.0.1)*	-0.8401	0.0006
<b>Braskem</b>	(1.0.0)*	42.0680	0.0002
<b>Cemig</b>	(0.0.1)*	1.7262	0.0000
<b>Eletróbrás</b>	(0.0.1)*	13.4491	0.0000
<b>Gerdau**</b>	(0.0.1)	15.8314	0.0003
<b>Gerdau Met</b>	(0.0.1)	7.8838	0.0012
<b>Klabin S/A</b>	(0.0.2)*	30.7984	0.0000
<b>Light S/A</b>	(0.0.1)*	9.2749	0.0001
<b>Lojas Americ</b>	(0.0.1)*	67.0252	0.0000
<b>Marcopolo**</b>	(0.0.1)	-9.3877	0.0000
<b>P.Acucar-Cbd</b>	(1.0.1)	-48.8008	0.5854
<b>Petrobras**</b>	(0.0.1)	5.4482	0.0000
<b>Randon Part</b>	(2.0.0)*	50.9095	0.0000
<b>Sid Nacional**</b>	(0.0.1)	17.3226	0.0000
<b>Souza Cruz</b>	(0.0.1)	-33.3930	0.0000
<b>Suzano Papel</b>	(1.0.0)*	37.7302	0.0000
<b>Telef Brasil</b>	(0.0.1)*	-3.3071	0.0006
<b>Usiminas</b>	(1.0.0)*	45.6417	0.0000
<b>Vale</b>	(0.0.1)	0.7559	0.0000

\*modelos sem intercepto.

\*\* séries que mudaram a especificação

Fonte: Resultados da pesquisa.

No segundo momento de análise houve a seguinte predominância de modelos que diminuiu o critério de informação de Akaike: ARIMA (0.0.1) (com ou sem intercepto) - com 13 ocorrências - e ARIMA (1.0.0) (com ou sem intercepto) - com 5 ocorrências. Isto também

evidencia que para estas séries de retornos de ações, as primeiras defasagens, tanto na parte auto-regressiva (AR) como na parte de médias móveis (MA), são as que fornecem maior poder de previsão. Os outros tipos de modelos verificados foram: ARIMA (0.0.2)\*; ARIMA (2.0.0)\*; e ARIMA (1.0.1). É importante salientar também que para 4 empresas (Gerdau, Marcopolo, Petrobrás e Sid. Nacional), ao se incorporar mais quatro informações em suas séries de retornos, a melhor especificação do modelo ARIMA mudou, de acordo com o critério de informação de Akaike.

Na análise do teste de Jarque-Bera (TAB. 6), assim como ocorreu no primeiro momento de análise, observou-se que apenas para a empresa P.Acucar-Cbd não foi rejeitada a hipótese nula, evidenciando-se que os resíduos da série de retornos desta empresa possuem distribuição semelhante à normal.

TABELA 7 – Teste de Breusch-Godfrey para verificar a autocorrelação dos resíduos

Empresa	Breusch-Godfrey			
	1 defasagem	2 defasagens	3 defasagens	4 defasagens
	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p
<b>Ambev</b>	0,1494	0,1432	0,1696	0,2786
<b>Brasil Telec</b>	0,0000	0,0000	0,0002	0,0004
<b>Braskem</b>	0,0143	0,0156	0,0397	0,0435
<b>Cemig</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>Eletrobrás</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>Gerdau</b>	0,0553	0,1582	0,1868	0,2895
<b>Gerdau Met</b>	0,0639	0,1732	0,1506	0,1581
<b>Klabin S/A</b>	0,0385	0,0912	0,1811	0,2712
<b>Light S/A</b>	0,0002	0,0009	0,0027	0,0059
<b>Lojas Americ</b>	0,4640	0,7389	0,8691	0,6548
<b>Marcopolo</b>	0,0466	0,0551	0,1058	0,1084
<b>P.Acucar-Cbd</b>	0,2259	0,4415	0,4163	0,4376
<b>Petrobras</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001
<b>Randon Part</b>	0,0213	0,0007	0,0020	0,0050
<b>Sid Nacional</b>	0,0091	0,0329	0,0199	0,0426
<b>Souza Cruz</b>	0,0003	0,0004	0,0013	0,0035
<b>Suzano Papel</b>	0,3287	0,2441	0,2755	0,1766
<b>Telef Brasil</b>	0,1909	0,0375	0,0096	0,0183
<b>Usiminas</b>	0,0533	0,0029	0,0000	0,0000
<b>Vale</b>	0,5964	0,0001	0,0000	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Pela análise do teste de Breusch-Godfrey (TAB. 7), verificou-se que em nove empresas (Brasil Telec, Braskem, Cemig, Eletrobrás, Light S/A, Petrobras, Randon Part, Sid Nacional e Souza Cruz) houve autocorrelação em todas as defasagens, comportamento semelhante ao ocorrido no primeiro momento de análise.

Desta forma, foi verificado também no segundo momento de análise – do 2º trimestre de 1994 até o 3º trimestre de 2009 – que é possível realizar as previsões sobre os retornos das ações com base nesses modelos estimados.

### 5.1.3 Terceiro momento de análise - Até o 3º trimestre de 2010

Foi priorizada, no terceiro momento de análise, a verificação das variações ocorridas nos resultados ao se incorporar mais dados à série. O terceiro momento de análise incorpora os dados do 2º trimestre de 1994 até o 3º trimestre de 2010. Todo o processo para verificar os modelos no terceiro momento ocorreu da mesma forma demonstrada nos momentos anteriores. A TABELA 8 evidencia os modelos estimados para cada empresa.

TABELA 8 – Especificações das séries.

<b>Empresas</b>	<b>ARIMA</b>	<b>Akaike</b>	<b>Jarque-Bera</b>
<b>Ambev</b>	(1.0.0)*	-24.9338	0.0000
<b>Brasil Telec</b>	(0.0.1)*	-2.3361	0.0004
<b>Braskem</b>	(1.0.0)*	41.5745	0.0001
<b>Cemig</b>	(0.0.1)*	-2.3231	0.0000
<b>Eletrobrás</b>	(0.0.1)*	10.6882	0.0000
<b>Gerdau</b>	(0.0.1)	13.8837	0.0001
<b>Gerdau Met**</b>	(2.0.0)	4.8774	0.0006
<b>Klabin S/A</b>	(0.0.2)*	29.1590	0.0000
<b>Light S/A</b>	(0.0.1)*	5.6401	0.0000
<b>Lojas Americ</b>	(0.0.1)*	67.5191	0.0000
<b>Marcopolo</b>	(0.0.1)	-12.8552	0.0000
<b>P.Acucar-Cbd</b>	(1.0.1)	-54.5975	0.6276
<b>Petrobras</b>	(0.0.1)	2.7944	0.0000
<b>Randon Part</b>	(2.0.0)*	50.2488	0.0000
<b>Sid Nacional</b>	(0.0.1)	14.7383	0.0000
<b>Souza Cruz</b>	(0.0.1)	-39.2074	0.0000
<b>Suzano Papel</b>	(1.0.0)*	36.4214	0.0000
<b>Telef Brasil</b>	(0.0.1)*	-6.9296	0.0005
<b>Usiminas</b>	(1.0.0)*	44.2477	0.0000
<b>Vale</b>	(0.0.1)	-2.3744	0.0000

**\*modelos sem intercepto.**

**\*\* séries que mudaram a especificação**

**Fonte: Resultados da pesquisa.**

No terceiro momento de análise houve a seguinte predominância de modelos que diminuiu o critério de informação de Akaike: ARIMA (0.0.1) (com ou sem intercepto) - com 12 ocorrências - e ARIMA (1.0.0) (com ou sem intercepto) - com 4 ocorrências. Isto evidencia, após os três momentos de análise, que para as séries de retornos de ações analisadas as primeiras defasagens na parte de médias móveis (MA) são as que fornecem maior poder de previsão. Isso demonstra a dependência dos erros derivados do modelo para se obter previsões significativas. Os outros tipos de modelos encontrados foram: ARIMA (0.0.2)\*; ARIMA (2.0.0); ARIMA (2.0.0)\*; e ARIMA (1.0.1). A única série que mudou a especificação no terceiro momento de análise foi Gerdau Met.

Assim como nos momentos anteriores de análise, apenas para a P.Acucar-Cbd não foi rejeitada a hipótese nula do teste de Jarque-bera, evidenciando-se que os resíduos da série de retornos da empresa possuem distribuição semelhante à normal.

TABELA 9 – Teste de Breusch-Godfrey para verificar a autocorrelação dos resíduos.

Empresa	Breusch-Godfrey			
	1 defasagem	2 defasagens	3 defasagens	4 defasagens
	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p
<b>Ambev</b>	0,1703	0,1760	0,1822	0,2946
<b>Brasil Telec</b>	0,0000	0,0000	0,0001	0,0003
<b>Braskem</b>	0,0121	0,0130	0,0338	0,0323
<b>Cemig</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>Eletróbrás</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>Gerdau</b>	0,0497	0,1434	0,1601	0,2331
<b>Gerdau Met</b>	0,0434	0,1270	0,1875	0,2135
<b>Klabin S/A</b>	0,0347	0,0839	0,1699	0,2665
<b>Light S/A</b>	0,0001	0,0005	0,0018	0,0039
<b>Lojas Americ</b>	0,4506	0,7309	0,8567	0,7053
<b>Marcopolo</b>	0,0583	0,1134	0,2256	0,2678
<b>P.Acucar-Cbd</b>	0,2584	0,4975	0,3482	0,4165
<b>Petrobras</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001
<b>Randon Part</b>	0,0168	0,0004	0,0010	0,0024
<b>Sid Nacional</b>	0,0074	0,0275	0,0182	0,0395
<b>Souza Cruz</b>	0,0002	0,0002	0,0007	0,0020
<b>Suzano Papel</b>	0,2913	0,2112	0,2216	0,1401
<b>Telef Brasil</b>	0,1949	0,0239	0,0079	0,0143

<b>Usiminas</b>	0,0622	0,0052	0,0000	0,0000
<b>Vale</b>	0,6011	0,0002	0,0000	0,0000

**Fonte: Resultados da pesquisa.**

Já na análise do teste de Breusch-Godfrey (TAB. 9) observou-se, no terceiro momento de análise, que em nove empresas (Brasil Telec, Braskem, Cemig, Eletrobrás, Light S/A, Petrobras, Randon Part, Sid Nacional e Souza Cruz) houve autocorrelação em todas as defasagens, comportamento semelhante ao ocorrido nos momentos anteriores.

Assim, foi constatado também no terceiro momento de análise – do 2º trimestre de 1994 até o 3º trimestre de 2010 – que é possível realizar as previsões sobre os retornos das ações tendo por base esses modelos estimados.

## **5.2 Modelos Multivariados**

### **5.2.1 – Testes de estacionariedade**

Conforme observado nas seções anteriores, as séries dos retornos (RET) de todas as empresas foram estacionárias no período em análise. Agora, anteriormente às especificações dos modelos multivariados, faz-se necessário verificar se as séries dos indicadores contábeis são também estacionárias. Os indicadores verificados foram: Rentabilidade do Patrimônio Líquido (ROE); Margem Líquida (ML); Giro do Ativo (GA); Composição do Endividamento (CE); Liquidez Corrente (LC); e Participação de Capital de Terceiros (PCT). Nesta pesquisa, foram utilizados dois testes: Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP). Os resultados apresentados nas TABELAS 10 e 11 demonstram os valores-p para a estatística de teste para cada índice e para cada empresa, considerando um nível de significância estatística ( $\alpha$ ) igual a 5%.

Desta forma, apenas para as séries estacionárias com até 5% de significância estatística são apresentados os valores-p das respectivas estatísticas de Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron. Portanto, para as séries que não apresentaram estacionariedade no nível, em tendência, ou com a presença de *drift*, não há valores-p correspondentes. Quando uma série apresenta o símbolo (-) em ambos os testes, dada a significância estatística adotada, demonstra não apresentar nenhum tipo de estacionariedade.

TABELA 10 – Testes de estacionariedade: Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) para os indicadores contábeis.

Empresas	ROE		ML		GA	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p
Ambev	0,0054**	-	0,0405**	-	0,0000	0,0000
Brasil Telec	0,0026	0,0006	0,0075	0,0022	0,0481**	-
Braskem	0,0000	0,0000	0,0147	0,0048	0,0302**	-
Cemig	0,0218**	-	0,0189	0,0061	-	-
Eletrobrás	0,0084	0,0032	0,0000	0,0000	0,0188	0,0994
Gerdau	-	-	0,0133	0,0164	0,0198**	-
Gerdau Met	-	-	0,0000	0,0000	0,0121	0,0284
Klabin S/A	0,0138	0,0062	0,0081	0,0051	0,0103	0,0101
Light S/A	0,0000	0,0000	0,029**	-	0,0216*	0,0216*
Lojas Americ	0,0336**	-	0,0061	0,0020	0,0116	0,0248
Marcopolo	0,0094*	0,0023*	0,0205**	-	0,0226	0,0304
P.Acucar-Cbd	0,0266**	-	0,0481**	-	0,0252	0,0241
Petrobras	-	-	0,0117	0,0106	-	-
Randon Part	-	-	0,0000	0,0000	0,0069	0,0115
Sid Nacional	0,0108*	0,0081*	0,0001	0,0001	0,0376**	-
Souza Cruz	0,0386*	0,0404*	0,0458	0,0370	-	-
Suzano Papel	0,0153**	-	0,0443	0,0181	0,0000	0,0000
Telef Brasil	0,073**	-	0,0000	0,0000	-	-
Usiminas	0,0391**	-	0,0054**	-	-	-
Vale	-	-	0,0001	0,0001	0,0126*	0,0269*

\*estacionária em tendência

\*\* estacionária com *drift*.

Fonte: Elaborada pelo autor.

De acordo com as TABELAS 10 e 11, verifica-se que algumas séries são estacionárias em tendência (como exemplo, as séries do ROE para as empresas Marcopolo e Sid Nacional) e outras são estacionárias com a presença de *drift* (como exemplo, as séries da ML para as empresas Ambev e Usiminas). Como o teste de Phillips-Perron não faz distinção entre as séries com ou sem *drift*, não se realizou este teste para as séries estacionárias com *drift* de acordo com o teste de Dickey-Fuller Aumentado, já se presumindo, portanto, que as séries são estacionárias. Em ambos os testes de raiz unitária, a hipótese nula informa que a série possui raiz unitária, ou seja, quando se rejeita a hipótese nula conclui-se que a série é estacionária.

TABELA 11 – Testes de estacionariedade: Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) para os indicadores contábeis.

Empresas	CE		LC		PCT	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p
<b>Ambev</b>	0,0123**	-	0,0052	0,0044	0,0030	0,0056
<b>Brasil Telec</b>	-	-	0,0078	0,0188	0,045**	-
<b>Braskem</b>	0,0085	0,0159	0,0062**	-	0,0011	0,0016
<b>Cemig</b>	0,0001	0,0001	0,0049*	0,0059*	-	-
<b>Eletrobrás</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0003	0,0006
<b>Gerdau</b>	0,0246**	-	-	-	0,0229**	-
<b>Gerdau Met</b>	0,0016**	-	0,0016	0,0039	0,0008	0,0021
<b>Klabin S/A</b>	0,0046	0,0072	0,0372**	-	0,0316	0,0313
<b>Light S/A</b>	0,0038	0,0038	0,0133**	-	0,0000	0,0000
<b>Lojas Americ</b>	0,0231	0,0191	0,0011	0,0010	-	-
<b>Marcopolo</b>	0,0186**	-	0,0247	0,0193	0,0427**	-
<b>P.Acucar-Cbd</b>	0,0119**	-	0,0275	0,0197	-	-
<b>Petrobras</b>	-	-	-	-	0,027**	-
<b>Randon Part</b>	0,0198*	0,0199*	0,0015	0,0002	0,0116**	-
<b>Sid Nacional</b>	0,0153*	0,0159*	-	-	0,0082*	0,0131*
<b>Souza Cruz</b>	0,0170	0,0162	0,0002	0,0003	0,0034	0,0115
<b>Suzano Papel</b>	0,0093	0,0145	0,0004	0,0004	0,0002	0,0004
<b>Telef Brasil</b>	0,0008	0,0007	0,0178	0,0280	0,0009*	0,0015*
<b>Usiminas</b>	0,0004	0,0006	-	-	0,0065**	-
<b>Vale</b>	0,006*	0,0075*	0,0085**	-	-	-

\*estacionária em tendência

\*\*estacionária com *drift*.

Fonte: Elaborada pelo autor.

Como os modelos VAR requerem a estacionariedade das séries, e como já foi evidenciado que as séries dos retornos das ações (RET) de todas as empresas são estacionárias, é necessário especificar os modelos auto-regressivos apenas com as séries dos indicadores contábeis/financeiros que apresentaram estacionariedade, de acordo com os testes ADF e PP, excluindo-se da análise posterior as não estacionárias. Assim, foram consideradas para a estimação dos retornos das ações, por meio dos modelos VAR, apenas as séries dos indicadores que são estacionárias. Por exemplo, o ROE da empresa Vale, o GA da empresa CEMIG, o CE da empresa Petrobrás, o LC da empresa Gerdau e o PCT da empresa Lojas Americanas não foram analisados nas estimações posteriores.

## 5.2.2 Teste de causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger foi utilizado com o objetivo de verificar a relação entre os indicadores contábeis e os retornos das ações. A significância das relações é dada pela estatística F, que testa a hipótese de que os coeficientes das variáveis das equações de teste são conjuntamente nulos. Para melhor identificar as relações dos indicadores com os retornos foi utilizada uma especificação para esse teste com a inclusão de até seis defasagens. Buscou-se assim, identificar relações de curto e longo prazo. Como o objetivo é verificar se os indicadores contábeis/financeiros podem contribuir para melhorar as previsões dos retornos das ações, serão apresentados nas TABs. 12, 13, 14, 15, 16 e 17 apenas os valores-p do teste de causalidade de Granger na direção dos indicadores contábeis/financeiros causando os retornos das ações.

TABELA 12– Teste de causalidade de Granger: ROE causa RET.

Empresas	Defasagens					
	1°	2°	3°	4°	5°	6°
	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p
<b>Ambev</b>	0,4410	0,1070	0,2320	0,0170	0,0130	0,0220
<b>Brasil Telec</b>	0,7830	0,9420	0,9090	0,9050	0,3190	0,5550
<b>Braskem</b>	0,6860	0,1440	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>Cemig</b>	0,6120	0,5880	0,0360	0,0660	0,0450	0,0320
<b>Eletrobras</b>	0,1200	0,0920	0,2110	0,0830	0,0950	0,1250
<b>Gerdau</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Gerdau Met</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Klabin S/A</b>	0,1260	0,6380	0,6080	0,5660	0,7540	0,5810
<b>Light S/A</b>	0,7040	0,6470	0,0000	0,0010	0,0010	0,0010
<b>Lojas Americ</b>	0,1900	0,3250	0,3210	0,3660	0,5680	0,2120
<b>Marcopolo</b>	0,4340	0,3680	0,2880	0,3550	0,1650	0,7920
<b>P.Acucar-Cbd</b>	0,5170	0,1360	0,2050	0,0440	0,0440	0,0800
<b>Petrobras</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Randon Part</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Sid Nacional</b>	0,4030	0,1450	0,0690	0,0760	0,0620	0,0590
<b>Souza Cruz</b>	0,0060	0,0170	0,0430	0,0520	0,0910	0,0660
<b>Suzano Papel</b>	0,8040	0,2720	0,3640	0,4470	0,4760	0,3620
<b>Telef Brasil</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Usiminas</b>	0,4430	0,0250	0,0250	0,0010	0,0000	0,0000
<b>Vale</b>	-	-	-	-	-	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

Pela análise da TAB. 12 verificou-se que para a metade das empresas (Brasil Telec; Gerdau; Gerdau Met; Klabin S/A; Petrobras; Randon Part; Sid Nacional; Suzano Papel; Telef Brasil; e Vale) o ROE não apresentou causalidade de Granger com o RET em nenhuma defasagem. Assim, para essas empresas o ROE não teria capacidade de melhorar as previsões dos retornos das ações. Esse é um resultado interessante já que a Rentabilidade do Patrimônio Líquido é um dos principais indicadores contábeis usados pela literatura para prever os retornos das ações (O'Hanlon (1991); Martikainen e Puttonen (1993) Mahmood e Fatah (2007); Costa Jr., Meurer, e Cupertino (2007); Carvalhal (2010); Galdi e Lopes (2008); e Van Doornik (2007)).

Nas demais empresas, que apresentaram causalidade de Granger significativa, verificou-se sua predominância em maiores defasagens (normalmente a partir da terceira defasagem) o que indica uma relação entre as variáveis tendendo ao longo prazo. Desta forma, para essas últimas empresas, o ROE foi analisado na busca das melhores previsões para o RET nos modelos VAR.

TABELA 13 – Teste de causalidade de Granger: ML causa RET.

Empresas	Defasagens					
	1°	2°	3°	4°	5°	6°
	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p
Ambev	0,5020	0,1160	0,3000	0,1050	0,1620	0,1270
Brasil Telec	0,9410	0,9470	0,9880	0,9900	0,9750	0,6710
Braskem	0,9670	0,0960	0,0000	0,0000	0,0010	0,0000
Cemig	0,9240	0,9320	0,4470	0,5600	0,2320	0,3350
Eletrobras	0,6230	0,1570	0,1370	0,0820	0,0020	0,0100
Gerdau	0,8950	0,9870	0,1710	0,2020	0,0240	0,0590
Gerdau Met	0,7060	0,9260	0,0310	0,0010	0,0000	0,0000
Klabin S/A	0,0900	0,1990	0,1610	0,1930	0,2800	0,2060
Light S/A	0,5140	0,2710	0,4170	0,6540	0,8660	0,9370
Lojas Americ	0,0540	0,0080	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Marcopolo	0,3930	0,1690	0,3520	0,3730	0,2480	0,3180
P.Acucar-Cbd	0,1180	0,1200	0,1930	0,0600	0,0420	0,1030
Petrobras	0,0010	0,0010	0,0000	0,0000	0,0010	0,0010
Randon Part	0,3550	0,0080	0,0150	0,0230	0,0120	0,0180
Sid Nacional	0,1950	0,2720	0,2250	0,0590	0,0600	0,1080
Souza Cruz	0,0290	0,1120	0,1960	0,0100	0,0080	0,0050
Suzano Papel	0,6730	0,8580	0,8380	0,9430	0,9160	0,7860
Telef Brasil	0,9010	0,9530	0,2840	0,2630	0,1570	0,0780
Usiminas	0,6840	0,0230	0,0010	0,0000	0,0000	0,0000
Vale	0,7080	0,0070	0,0120	0,0240	0,0340	0,0490

Fonte: Resultados da pesquisa.

Analisando a TAB. 13 observou-se que em nove de 20 empresas (Ambev; Brasil Telec; Cemig; Klabin S/A; Light S/A; Marcopolo; Sid Nacional; Suzano Papel; e Telef Brasil) a Margem Líquida não apresentou causalidade de Granger com o RET em nenhuma defasagem. Portanto, para essas empresas a ML não teria capacidade de melhorar as previsões dos retornos das ações. Assim, de forma geral, esse indicador contábil - que também utiliza o Lucro Líquido em sua composição - apresenta maior relação de causalidade de Granger com os retornos das ações do que o ROE.

Para as demais empresas foi verificado sua predominância também em maiores defasagens, porém com mais significâncias nas primeiras e segundas defasagens do que a Rentabilidade do Patrimônio Líquido. Isso indica que a Margem Líquida possui uma relação de causalidade de Granger com os retornos das ações tendendo ao curto prazo mais frequentemente do que o ROE. Assim, para essas últimas empresas, a ML foi analisada na busca das melhores previsões para o RET.

TABELA 14 – Teste de causalidade de Granger: GA causa RET.

Empresas	Defasagens					
	1°	2°	3°	4°	5°	6°
	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p
<b>Ambev</b>	0,3280	0,7080	0,7910	0,8690	0,2530	0,2990
<b>Brasil Telec</b>	0,8830	0,6820	0,8630	0,7520	0,7900	0,8060
<b>Braskem</b>	0,8820	0,2880	0,4780	0,3530	0,3980	0,3650
<b>Cemig</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Eletrobras</b>	0,8400	0,9160	0,7000	0,3340	0,3300	0,5670
<b>Gerdau</b>	0,5040	0,7000	0,3510	0,4530	0,5370	0,0430
<b>Gerdau Met</b>	0,7840	0,7190	0,7570	0,8150	0,8680	0,8470
<b>Klabin S/A</b>	0,3910	0,3670	0,0540	0,0700	0,1540	0,1470
<b>Light S/A</b>	0,9260	0,0070	0,0160	0,0010	0,0020	0,0000
<b>Lojas Americ</b>	0,0300	0,1390	0,0000	0,0000	0,0010	0,0010
<b>Marcopolo</b>	0,4950	0,4820	0,6280	0,6130	0,3330	0,2840
<b>P.Acucar-Cbd</b>	0,4120	0,8390	0,4070	0,6040	0,5760	0,8460
<b>Petrobras</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Randon Part</b>	0,2360	0,0220	0,0030	0,0070	0,0150	0,0130
<b>Sid Nacional</b>	0,3450	0,1000	0,2050	0,1960	0,2050	0,2400
<b>Souza Cruz</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Suzano Papel</b>	0,4170	0,4660	0,6670	0,5650	0,3890	0,5710
<b>Telef Brasil</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Usiminas</b>	-	-	-	-	-	-

Vale 0,5910 0,0760 0,0860 0,1250 0,1590 0,2150

**Fonte: Resultados da pesquisa.**

Pela análise da TAB. 14 verificou-se que em apenas três empresas (Light S/A; Lojas Americanas; e Randon Part) o Giro do Ativo apresentou causalidade de Granger com o RET nas defasagens. Desta forma, para as outras 17 empresas o GA não teria capacidade de melhorar a previsão dos retornos das ações. Assim, de forma geral, esse indicador contábil - que também utiliza o Lucro Líquido em sua composição - apresenta relação de causalidade de Granger com os retornos das ações significativamente menor do que o ROE e a ML.

Deve-se verificar que para as três empresas que apresentaram causalidade de Granger significativa, as causalidades perduram das primeiras defasagens até as últimas. Isso indica que o Giro do Ativo possui uma relação de causalidade de Granger com os retornos das ações tanto de curto prazo como de longo prazo. Portanto, para essas três empresas, o GA foi analisado na busca das melhores previsões para o RET nos modelos VAR.

TABELA 15 – Teste de causalidade de Granger: CE causa RET.

Empresas	Defasagens					
	1°	2°	3°	4°	5°	6°
	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p
Ambev	0,6480	0,2150	0,3070	0,1440	0,2850	0,1840
Brasil Telec	-	-	-	-	-	-
Braskem	0,2300	0,0140	0,0180	0,0390	0,0640	0,0150
Cemig	0,4170	0,9010	0,8380	0,6610	0,3620	0,4200
Eletróbrás	0,0000	0,3520	0,1010	0,0730	0,0550	0,1040
Gerdau	0,0520	0,1280	0,2130	0,2230	0,0980	0,0460
Gerdau Met	0,1620	0,0590	0,0900	0,1440	0,2000	0,2730
Klabin S/A	0,0340	0,0480	0,0760	0,1320	0,1140	0,1980
Light S/A	0,6410	0,3230	0,4670	0,5490	0,7840	0,5610
Lojas Americ	0,8110	0,5380	0,2080	0,1910	0,3130	0,1960
Marcopolo	0,3740	0,4430	0,3750	0,4270	0,0200	0,0010
P.Acucar-Cbd	0,3640	0,7570	0,3920	0,4260	0,5780	0,5040
Petrobrás	-	-	-	-	-	-
Randon Part	0,9060	0,9830	0,9960	0,8210	0,9200	0,2630
Sid Nacional	0,9480	0,3250	0,4490	0,5610	0,1340	0,1580
Souza Cruz	0,9930	0,2550	0,4270	0,3280	0,1300	0,0600
Suzano Papel	0,6150	0,3790	0,1820	0,3560	0,5090	0,4610
Telef. Brasil	0,1160	0,1700	0,2850	0,1660	0,2840	0,2660
Usiminas	0,0970	0,0680	0,0160	0,0280	0,0350	0,0540
Vale	0,5800	0,9410	0,6660	0,8080	0,6240	0,1420

**Fonte: Elaboração própria.**

Pelos resultados da TAB. 15 observou-se que em cinco empresas (Braskem, Eletrobrás, Klabin S/A, Marcopolo e Usiminas) a Composição do Endividamento apresentou causalidade de Granger com o RET nas defasagens. Portanto, para as outras 15 empresas o CE não teria capacidade de melhorar as previsões dos retornos das ações.

Observou-se também que as empresas Eletrobrás e Klabin S/A apresentaram causalidade de Granger significativa apenas nas primeiras defasagens, e nas outras três empresas (Braskem, Marcopolo e Usiminas) a causalidade acontece também nas últimas defasagens. Isso indica que a Composição do Endividamento possui uma relação de causalidade de Granger com os retornos das ações, tanto de curto prazo como de longo prazo.

TABELA 16 – Teste de causalidade de Granger: LC causa RET.

Empresas	Defasagens					
	1º	2º	3º	4º	5º	6º
	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p
<b>Ambev</b>	0,9420	0,4810	0,2160	0,4030	0,6200	0,7480
<b>Brasil Telec</b>	0,1740	0,400	0,5570	0,408	0,004	0,002
<b>Braskem</b>	0,725	0,001	0,002	0,002	0,003	0,005
<b>Cemig</b>	0,603	0,955	0,987	0,95	0,982	0,993
<b>Eletrobrás</b>	0,348	0,932	0,558	0,467	0,525	0,395
<b>Gerdau</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Gerdau Met</b>	0,617	0,464	0,284	0,459	0,406	0,219
<b>Klabin S/A</b>	0,176	0,207	0,221	0,302	0,334	0,518
<b>Light S/A</b>	0,857	0,115	0,209	0,232	0,363	0,182
<b>Lojas Americ</b>	0,999	0,809	0,12	0,006	0,003	0,000
<b>Marcopolo</b>	0,664	0,585	0,824	0,861	0,497	0,118
<b>P.Acucar-Cbd</b>	0,432	0,544	0,691	0,734	0,616	0,582
<b>Petrobras</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Randon Part</b>	0,973	0,6100	0,375	0,608	0,746	0,361
<b>Sid Nacional</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Souza Cruz</b>	0,922	0,7900	0,5120	0,601	0,76	0,017
<b>Suzano Papel</b>	0,472	0,172	0,166	0,234	0,329	0,401
<b>Telef Brasil</b>	0,023	0,024	0,133	0,093	0,045	0,0500
<b>Usiminas</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Vale</b>	0,7460	0,155	0,225	0,406	0,3730	0,1180

**Fonte: Resultados da pesquisa.**

Observou-se, pela análise da TAB. 16, que em cinco empresas (Brasil Telec, Braskem, Lojas Americanas e Telef Brasil) a Liquidez Corrente apresentou causalidade de Granger com o

RET nas defasagens. Assim, para as outras 15 empresas a LC não teria capacidade de melhorar as previsões dos retornos das ações. Deve-se observar que nestas cinco empresas houve causalidades de Granger significativas tanto nas primeiras defasagens quanto nas últimas defasagens. Isso indica que a Liquidez Corrente possui uma relação de causalidade de Granger com os retornos das ações, tanto de curto prazo como de longo prazo. Assim, para as cinco empresas em questão, a LC foi analisada na busca de melhores previsões para o RET nos modelos VAR.

TABELA 17 – Teste de causalidade de Granger: PCT causa RET.

Empresas	Defasagens					
	1°	2°	3°	4°	5°	6°
	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p
<b>Ambev</b>	0,6990	0,8210	0,4030	0,4480	0,4110	0,2880
<b>Brasil Telec</b>	0,2400	0,1060	0,1160	0,2430	0,3090	0,4020
<b>Braskem</b>	0,5230	0,1390	0,0010	0,0010	0,0030	0,0040
<b>Cemig</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Eletróbrás</b>	0,4440	0,6910	0,5950	0,4130	0,4930	0,3450
<b>Gerdau</b>	0,3140	0,3150	0,4150	0,2090	0,5830	0,7280
<b>Gerdau Met</b>	0,2960	0,4070	0,4990	0,3120	0,7170	0,4220
<b>Klabin S/A</b>	0,2290	0,2920	0,3190	0,3520	0,4400	0,3590
<b>Light S/A</b>	0,6190	0,2880	0,4190	0,2590	0,2170	0,1160
<b>Lojas Americ</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Marcopolo</b>	0,6560	0,4880	0,3800	0,4820	0,2360	0,3650
<b>P.Acucar-Cbd</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Petrobras</b>	0,3760	0,0010	0,0030	0,0180	0,0350	0,1230
<b>Randon Part</b>	0,0720	0,0070	0,0070	0,0530	0,0260	0,0510
<b>Sid Nacional</b>	0,7340	0,7990	0,6830	0,6130	0,5990	0,6900
<b>Souza Cruz</b>	0,9590	0,7950	0,5350	0,5940	0,7070	0,2560
<b>Suzano Papel</b>	0,4580	0,6830	0,6820	0,5520	0,5240	0,6430
<b>Telef Brasil</b>	0,3020	0,4470	0,7980	0,8590	0,8670	0,8800
<b>Usiminas</b>	0,0540	0,0880	0,0410	0,0810	0,0040	0,0050
<b>Vale</b>	0,3100	0,0100	0,0160	0,0310	0,0320	0,0450

Fonte: Elaboração própria.

Analisando-se a TAB. 17, observou-se que em cinco empresas (Braskem, Petrobras, Randon Part, Usiminas e Vale) a Participação de Capital de Terceiros apresentou causalidade de Granger com o RET nas defasagens. Portanto, para as outras 15 empresas a PCT não teria capacidade de melhorar as previsões dos retornos das ações. Deve-se observar que nestas cinco empresas houve causalidades de Granger significativas tanto nas primeiras defasagens quanto nas últimas defasagens. Isso indica que a Participação de Capital de Terceiros possui

uma relação de causalidade de Granger com os retornos das ações, tanto de curto prazo como de longo prazo. Assim, para as cinco empresas em questão, a PCT foi analisada em busca das melhores previsões para o RET nos modelos VAR.

Portanto, de forma geral (Quadro 2), na análise da relação de causalidade de Granger entre os indicadores contábeis e os retornos das ações, verificou-se que a ML apresenta o maior número de casos (11 empresas) com significância estatística para prever o RET, seguido pelo ROE (10 empresas). Assim, observou-se que indicadores que utilizam o Lucro Líquido em sua composição apresentam maior relação causal com os retornos das ações, confirmando-se a primeira hipótese nula desta pesquisa: “ $H_0$ : Dentre os índices pesquisados, os derivados do Lucro Líquido exercem maior influência sobre os retornos das ações”. Por outro lado, é interessante notar que a literatura sobre o tema opta por utilizar mais corriqueiramente o ROE ao invés da ML (O`Hanlon (1991); Martikainen e Puttonen (1993) Mahmood e Fatah (2007); Costa Jr., Meurer, e Cupertino (2007); Carvalhal (2010); Galdi e Lopes (2008); e Van Doornik (2007)).

Os índices de Composição do Endividamento (CE), Liquidez Corrente (LC) e Participação do Capital de Terceiros (PCT) apresentaram significância estatística no teste de causalidade para o retorno de cinco empresas. Isso evidencia que outros índices, apesar de não utilizarem o Lucro Líquido em sua composição, também possuem capacidade de melhorar a previsão dos retornos das ações, de acordo com o teste de causalidade de Granger, demonstrando a importância das informações contábeis de forma geral. O índice que apresentou menor número de empresas (3 empresas) com significância estatística no teste de causalidade de Granger para prever o RET foi o Giro do Ativo (GA).

Quadro 2 – Síntese do quantitativo de reações de causalidade de Granger entre os índices contábeis/ financeiros e os retornos das ações.

<b>Índices contábeis/financeiros</b>	<b>Número de empresas</b>
Margem Líquida	11
Rentabilidade do Patrimônio Líquido	10
Giro do Ativo	3
Composição do Endividamento	5
Liquidez Corrente	5

Participação de Capital de Terceiros	5
--------------------------------------	---

**Fonte:** Resultados da pesquisa.

### 5.2.3 Primeiro momento de análise - Até o 3º trimestre de 2008

Por meio da análise da causalidade de Granger entre os indicadores contábeis e os retornos das ações, buscou-se encontrar o melhor modelo multivariado de previsão para o RET de cada empresa, de acordo com o critério de informação de Akaike. A TABELA18 evidencia os modelos estimados para cada empresa.

TABELA 18 – Especificações das séries – Até o 3º trimestre de 2008.

<b>Empresas</b>	<b>Indicador</b>	<b>VAR</b>	<b>Akaike</b>	<b>Jarque-Bera</b>
Ambev	ROE	(6/6)*	7,2604	0,9649
Brasil Telec	-	-	-	-
Braskem	ML	(3/4)	7,3140	0,0047
Cemig	ROE	(5/5)*	6,7268	0,0003
Eletrobrás	CE	(1/1)	4,9480	0,4360
Gerdau	ML	(4/4)*	5,1656	0,0470
Gerdau Met	ML	(3/4)	1,7473	0,9572
Klabin S/A	CE	(3/3)*	8,6593	0,4878
Light S/A	GA	(1/2)*	-2,1969	0,0070
Lojas Americ	GA	(2/3)*	1,0137	0,0000
Marcopolo	CE	(5/5)	7,7267	0,8734
P.Acucar-Cbd	ML	(1/3)*	0,5382	0,9409
Petrobrás	ML	(3/3)*	6,7606	0,0002
Randon Part	GA	(2/3)*	0,2123	0,3859
Sid Nacional	ROE	(2/2)	6,7528	0,0239
Souza Cruz	ROE	(1/1)	5,2922	0,6501
Suzano Papel	-	-	-	-
Telef Brasil	LC	(5/5)	-1,0375	0,0279
Usiminas	ROE	(1/2)*	7,0602	0,0026
Vale	ML	(3/3)*	6,8976	0,7875

\*modelos sem intercepto.

**Fonte:** Resultados da pesquisa.

Para as empresas Brasil Telec e Suzano Papel não foi possível especificar um modelo VAR com os índices contábeis apresentando parâmetros significativos. Nenhum indicador contábil analisado apresentou causalidade de Granger com os retornos das ações da empresa Suzano Papel. Já para a empresa Brasil Telec a LC apresentou causalidade com RET. Porém, nas especificações dos modelos VAR nenhum parâmetro se apresentou significativo estatisticamente ao nível de 5%.

Em algumas empresas, mais de um índice apresentou causalidade de Granger com os retornos das ações; porém, na estimação dos modelos não foi possível encontrar parâmetros significativos quando eles eram usados simultaneamente como variáveis independentes nos modelos VAR. Desta forma, só foi possível encontrar parâmetros significativos quando foi usado um dos indicadores, isoladamente, para prever o RET.

De acordo com o critério de informação de Akaike, a Margem Líquida (ML) foi o indicador que apresentou o maior número de casos (6 empresas) com significância estatística para prever o RET, seguida pelo ROE (5 empresas), GA (3 empresas), CE (3 empresas) e LC (1 empresa). O único índice que não se apresentou como o melhor para prever o RET em nenhuma das empresas foi a PCT. Assim como foi verificado no teste de causalidade de Granger, alguns índices foram significantes apenas nas primeiras defasagens (Eletrobrás: VAR (1/1) entre RET e CE) e outros apenas nas últimas defasagens (Ambev: VAR (6/6) entre RET e ROE). Isso demonstra que para algumas empresas as relações entre os índices e os retornos das ações se dão no curto prazo e para outras no longo prazo. Tais comportamentos seguiram o que foi apresentado no teste de causalidade de Granger.

Após a estimação dos modelos, verificou-se se os resíduos se comportam como um ruído branco, ou seja, se apresentam distribuição semelhante a uma distribuição normal (teste de Jarque-Bera – TAB. 18) e não apresentam autocorrelação serial (teste de Ljung-Box – TAB. 19).

A hipótese nula do teste de Jarque-bera verifica se a distribuição dos resíduos possui assimetria igual a zero e curtose igual a três, ou seja, semelhante à de uma distribuição normal. Pela análise da TAB. 18, utilizando-se um nível de significância estatística ( $\alpha$ ) igual a 5%, observou-se que para metade das empresas (Braskem, Cemig, Gerdau, Light S/A, Lojas Americanas, Petrobrás, Sid Nacional, Telef Brasil e Usiminas) foi rejeitada a hipótese nula, evidenciando-se que os resíduos da série de retornos destas empresas não possuem distribuição semelhante à normal. Para todas as demais empresas pode-se considerar que os resíduos apresentam distribuição semelhante à distribuição normal. Este problema econométrico da não distribuição normal dos resíduos para algumas séries já foi abordado no primeiro momento de análise dos resultados com modelos univariados (página 79).

Para conceder maior robustez aos resultados, optou-se por estimar os testes de Ljung-Box com até quatro defasagens, verificando-se, assim, se há autocorrelações nos resíduos em defasagens mais altas ou mais baixas.

TABELA 19 – Teste de Ljung-Box para verificar a autocorrelação dos resíduos – Até o 3º trimestre de 2008.

Empresas	Defasagens			
	1º	2º	3º	4º
	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p
<b>Ambev</b>	0,0000	0,0000	0,0038	0,1478
<b>Brasil Telec</b>	-	-	-	-
<b>Braskem</b>	0,0000	0,0452	0,7010	0,7602
<b>Cemig</b>	0,0000	0,0049	0,1377	0,6872
<b>Eletrobrás</b>	0,0002	0,2789	0,3883	0,3726
<b>Gerdau</b>	0,0000	0,0130	0,1898	0,9090
<b>Gerdau Met</b>	0,0004	0,2589	0,1483	0,1150
<b>Klabin S/A</b>	0,0065	0,0873	0,0025	0,1894
<b>Light S/A</b>	0,9536	0,9803	0,7648	0,2653
<b>Lojas Americ</b>	0,0004	0,0067	0,0037	0,4470
<b>Marcopolo</b>	0,0000	0,0015	0,4969	0,4852
<b>P.Acucar-Cbd</b>	0,8089	0,2246	0,9381	0,1081
<b>Petrobras</b>	0,0000	0,0009	0,0809	0,1689
<b>Randon Part</b>	0,0001	0,0537	0,1367	0,3360
<b>Sid Nacional</b>	0,0001	0,0005	0,1769	0,0005
<b>Souza Cruz</b>	0,6128	0,3810	0,9386	0,4116
<b>Suzano Papel</b>	-	-	-	-
<b>Telef Brasil</b>	0,0000	0,0171	0,3514	0,5374
<b>Usiminas</b>	0,3629	0,1204	0,0088	0,1609
<b>Vale</b>	0,6858	0,6160	0,0461	0,2428

Fonte: Resultados da pesquisa.

A hipótese nula do teste de Ljung-Box indica ausência de autocorrelação entre os resíduos. Portanto, ao se utilizar um nível de significância estatística de 5%, verificou-se (TAB. 21) que em nenhuma empresa houve autocorrelação em todas as defasagens, o que indica boa especificação dos modelos. Houve autocorrelação em algumas defasagens, e tal problema econométrico já foi abordado no primeiro momento de análise sobre os resultados dos modelos univariados (página 80).

Desta forma, foi verificado no primeiro momento de análise – do 2º trimestre de 1994 até o 3º trimestre de 2008 – que é possível realizar as previsões sobre os retornos das ações com base nesses modelos estimados.

#### 5.2.4 Segundo momento de análise - Até o 3º trimestre de 2009

No segundo momento de análise, que abrange os dados do 2º trimestre de 1994 até o 3º trimestre de 2009, foi priorizada a verificação das variações ocorridas nos resultados ao se incorporar mais dados à série. Todo o processo para verificar os modelos no segundo momento ocorreu da mesma forma demonstrada no primeiro momento de análise. A TABELA 20 evidencia os modelos estimados para cada empresa.

TABELA 20 – Especificações das séries – Até o 3º trimestre de 2009.

<b>Empresas</b>	<b>Indicador</b>	<b>VAR</b>	<b>Akaike</b>	<b>Jarque-Bera</b>
<b>Ambev</b>	ROE	(6/6)*	7,2173	0,9571
<b>Brasil Telec</b>	-	-	-	-
<b>Braskem</b>	ML	(3/4)	7,3467	0,0224
<b>Cemig</b>	ROE	(5/5)*	6,6089	0,0001
<b>Eletrobrás</b>	CE	(1/1)	4,8267	0,4350
<b>Gerdau</b>	ML	(4/4)*	5,4920	0,3010
<b>Gerdau Met</b>	ML	(3/4)	2,7316	0,2930
<b>Klabin S/A</b>	CE	(3/3)*	8,5623	0,5268
<b>Light S/A</b>	GA	(1/2)*	-2,3412	0,0042
<b>Lojas Americ</b>	GA	(2/3)*	0,9569	0,0000
<b>Marcopolo</b>	CE	(5/5)	7,8741	0,6031
<b>P.Acucar-Cbd</b>	ML	(1/3)*	0,5132	0,7521
<b>Petrobras</b>	ML	(3/3)*	6,7574	0,0030
<b>Randon Part</b>	GA	(2/3)*	0,3746	0,1055
<b>Sid Nacional**</b>	ROE	(3/3)	7,5174	0,6953
<b>Souza Cruz</b>	ROE	(1/1)	5,3608	0,6209
<b>Suzano Papel</b>	-	-	-	-
<b>Telef Brasil</b>	LC	(5/5)	-1,0286	0,0197
<b>Usiminas</b>	ROE	(1/2)*	7,0503	0,0268
<b>Vale</b>	ML	(3/3)*	6,9218	0,2531

\*modelos sem intercepto.

\*\*séries que mudaram a especificação

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tendo como base o critério de informação de Akaike, a Margem Líquida (ML) continuou sendo o indicador com o maior número de casos (6 empresas) com significância estatística para prever o RET, seguida pelo ROE (5 empresas), GA (3 empresas), CE (3 empresas) e LC

(1 empresa). Outro ponto relevante é a mudança da melhor especificação para a empresa Sid Nacional (passando de um VAR (2/2) no primeiro momento para um VAR (3/3) no segundo momento de análise). Não houve outras mudanças significativas em relação ao primeiro momento de análise.

Na análise do teste de Jarque-Bera (TAB. 20), utilizando-se um nível de significância estatística ( $\alpha$ ) de 5% observou-se que para sete empresas (Braskem, Cemig, Light S/A, Lojas Americanas, Petrobrás, Telef Brasil e Usiminas) foi rejeitada a hipótese nula, evidenciando-se que os resíduos da série de retornos destas empresas não possuem distribuição semelhante à normal. Para todas as demais empresas pode-se considerar que os resíduos apresentam distribuição semelhante à distribuição normal.

TABELA 21 – Teste de Ljung-Box para verificar a autocorrelação dos resíduos - Até o 3º trimestre de 2009.

Empresas	Defasagens			
	1º	2º	3º	4º
	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p
<b>Ambev</b>	0,0000	0,0000	0,0019	0,1720
<b>Brasil Telec</b>	-	-	-	-
<b>Braskem</b>	0,0000	0,0405	0,6737	0,7478
<b>Cemig</b>	0,0000	0,0032	0,1558	0,7303
<b>Eletróbrás</b>	0,0001	0,2524	0,3573	0,3179
<b>Gerdau</b>	0,0000	0,0001	0,1435	0,9381
<b>Gerdau Met</b>	0,0000	0,0186	0,9303	0,4655
<b>Klabin S/A</b>	0,0022	0,0569	0,0011	0,1366
<b>Light S/A</b>	0,9485	0,9743	0,7468	0,2277
<b>Lojas Americ</b>	0,0002	0,0105	0,0038	0,3405
<b>Marcopolo</b>	0,0000	0,0011	0,4750	0,4068
<b>P.Acucar-Cbd</b>	0,8417	0,2985	0,9119	0,0782
<b>Petrobras</b>	0,0000	0,0018	0,0926	0,1223
<b>Randon Part</b>	0,0001	0,0422	0,1459	0,4494
<b>Sid Nacional</b>	0,0000	0,0167	0,4326	0,1110
<b>Souza Cruz</b>	0,4296	0,5415	0,9834	0,6329
<b>Suzano Papel</b>	-	-	-	-
<b>Telef Brasil</b>	0,0000	0,0059	0,2351	0,5711
<b>Usiminas</b>	0,5215	0,3142	0,0071	0,1275
<b>Vale</b>	0,5512	0,6560	0,0256	0,2123

Fonte: Resultados da pesquisa.

Analisando-se o teste de Ljung-Box (TAB. 21), verificou-se que em nenhuma empresa houve autocorrelação em todas as defasagens, o que indica boa especificação dos modelos. Assim, foi constatado no segundo momento de análise – do 2º trimestre de 1994 até o 3º trimestre de 2009 – que é possível realizar as previsões sobre os retornos das ações com base nesses modelos estimados.

### 5.2.5 Terceiro momento de análise - Até o 3º trimestre de 2010

No terceiro momento de análise foram utilizados os dados do 2º trimestre de 1994 até o 3º trimestre de 2010 para especificar os modelos de previsão, tendo sido priorizada a verificação das variações ocorridas nos resultados ao se incorporar mais dados à série. Todo o processo para verificar os modelos no terceiro momento ocorreu da mesma forma demonstrada nos momentos anteriores. A TABELA 22 evidencia os modelos estimados para cada empresa.

TABELA 22 – Especificações das séries – Até o 3º trimestre de 2010.

<b>Empresas</b>	<b>Indicador</b>	<b>VAR</b>	<b>Akaike</b>	<b>Jarque-Bera</b>
<b>Ambev</b>	ROE	(6/6)*	7,2020	0,9262
<b>Brasil Telec</b>	-	-	-	-
<b>Braskem</b>	ML	(3/4)	7,2728	0,0183
<b>Cemig</b>	ROE	(5/5)*	6,4811	0,0001
<b>Eletróbrás</b>	CE	(1/1)	4,7332	0,4402
<b>Gerdau</b>	ML	(4/4)*	5,4624	0,2841
<b>Gerdau Met</b>	ML	(3/4)	2,8438	0,2554
<b>Klabin S/A</b>	CE	(3/3)*	8,4460	0,5366
<b>Light S/A</b>	GA	(1/2)*	-2,4773	0,0024
<b>Lojas Americ</b>	GA	(2/3)*	0,8321	0,0000
<b>Marcopolo</b>	CE	(5/5)	7,9399	0,4872
<b>P.Acucar-Cbd</b>	ML	(1/3)*	0,4480	0,7827
<b>Petrobras</b>	ML	(3/3)*	6,6713	0,0019
<b>Randon Part</b>	GA	(2/3)*	0,3119	0,0636
<b>Sid Nacional</b>	ROE	(3/3)	7,4594	0,7696
<b>Souza Cruz</b>	ROE	(1/1)	5,5084	0,4874
<b>Suzano Papel</b>	-	-	-	-
<b>Telef Brasil</b>	LC	(5/5)	-1,1495	0,0140
<b>Usiminas</b>	ROE	(1/2)*	6,9174	0,0186
<b>Vale</b>	ML	(3/3)*	6,8841	0,2449

\*modelos sem intercepto.

\* \*séries que mudaram a especificação

Fonte: Resultados da pesquisa.

Novamente a Margem Líquida (ML), de acordo com o critério de informação de Akaike, foi o indicador que apresentou o maior número de casos (6 empresas) com significância estatística para prever o RET, seguida pelo ROE (5 empresas), GA (3 empresas), CE (3 empresas) e LC (1 empresa). Este comportamento foi idêntico ao apresentado nos momentos anteriores, evidenciando que as especificações dos modelos multivariados oscilam menos dos que as especificações dos modelos univariados. Tal comportamento confirma novamente a primeira hipótese nula desta pesquisa: “ $H_0$ : Dentre os índices pesquisados, os derivados do Lucro Líquido exercem maior influência sobre os retornos das ações.”

Pelo teste de Jarque-bera (TAB. 22) verificou-se, utilizando-se um nível de significância estatística ( $\alpha$ ) de 5%, que para sete empresas (Braskem, Cemig, Light S/A, Lojas Americanas, Petrobrás, Sid Nacional, Telef Brasil e Usiminas) foi rejeitada a hipótese nula, evidenciando-se que os resíduos da série de retornos destas empresas não possuem distribuição semelhante à normal, comportamento semelhante ao apresentado no segundo momento de análise.

TABELA 23 – Teste de Ljung-Box para verificar a autocorrelação dos resíduos - Até o 3º trimestre de 2009.

Empresas	Defasagens			
	1º	2º	3º	4º
	valor-p	valor-p	valor-p	valor-p
<b>Ambev</b>	0,0000	0,0000	0,0007	0,0939
<b>Brasil Telec</b>	-	-	-	-
<b>Braskem</b>	0,0000	0,0429	0,6213	0,7278
<b>Cemig</b>	0,0000	0,0027	0,1859	0,7914
<b>Eletróbrás</b>	0,0000	0,2683	0,3288	0,2462
<b>Gerdau</b>	0,0000	0,0002	0,1302	0,5023
<b>Gerdau Met</b>	0,0000	0,0090	0,3682	0,0559
<b>Klabin S/A</b>	0,0012	0,0431	0,0007	0,1101
<b>Light S/A</b>	0,9429	0,9707	0,7219	0,1981
<b>Lojas Americ</b>	0,0001	0,0117	0,0061	0,3839
<b>Marcopolo</b>	0,0000	0,0031	0,5169	0,5074
<b>P.Acucar-Cbd</b>	0,6430	0,3046	0,9216	0,0789
<b>Petrobras</b>	0,0000	0,0013	0,0690	0,0969
<b>Randon Part</b>	0,0000	0,0371	0,2052	0,5650
<b>Sid Nacional</b>	0,0000	0,0354	0,5858	0,1103
<b>Souza Cruz</b>	0,6626	0,4287	0,8960	0,6766
<b>Suzano Papel</b>	-	-	-	-
<b>Telef Brasil</b>	0,0000	0,0049	0,3143	0,5478
<b>Usiminas</b>	0,5036	0,3058	0,0048	0,0936
<b>Vale</b>	0,3823	0,5535	0,0130	0,3134

**Fonte: Elaborada pelo autor.**

Pelo teste de Ljung-Box (TAB. 23), verificou-se que em nenhuma empresa houve autocorrelação em todas as defasagens, o que indica boa especificação dos modelos. Deste modo, foi constatado também no terceiro momento de análise – do 2º trimestre de 1994 até o 3º trimestre de 2010 - que é possível realizar as previsões sobre os retornos das ações com base nesses modelos estimados.

### **5.3 Previsões - Primeiro momento de análise - Até o 3º trimestre de 2008**

Nesta pesquisa, as previsões foram feitas um passo à frente. Para a próxima previsão, o modelo é ajustado novamente com a inserção da previsão anteriormente realizada e a previsão um passo à frente é novamente calculada, e assim sucessivamente. Dessa maneira, a janela de dados aumenta a cada instante em que se inserem as novas informações previstas. Optou-se por este tipo de previsão, pois este estudo tem também o objetivo de analisar a capacidade dos modelos para prever no longo prazo. Assim, são os valores previstos são incorporados nas séries para realizar as previsões posteriores para os trimestres seguintes.

Para medir o desempenho dos modelos de previsão, os critérios estatísticos utilizados foram o MAPE e o MAE dentro de cada ano, ou seja, estes critérios foram calculados e comparados utilizando-se quatro observações (trimestrais) em cada momento de análise. Para verificar a diferença estatística destes critérios foi usado o teste de Diebold e Mariano Modificado (DMm). Os dados estão apresentados na TABELA 24.

**TABELA 24 – Estatísticas para avaliação das previsões dos modelos estimados.**

<b>Empresas</b>	<b>MAPE/U</b>	<b>MAPE/M</b>	<b>DMm</b>	<b>MAE/U</b>	<b>MAE/M</b>	<b>DMM</b>
<b>Ambev</b>	6,7640	1,6640	0,0002	0,2350	0,0876	0,0000
<b>Brasil Telec</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Braskem</b>	0,9467	0,8846	0,6290	0,2960	0,2530	0,3700
<b>Cemig</b>	0,8471	2,2280	0,0000	0,0437	0,0865	0,0377
<b>Eletróbrás</b>	0,8205	2,5230	0,0737	0,0402	0,0418	0,8225
<b>Gerdau</b>	3,2680	7,1650	0,0040	0,1928	0,2599	0,0029
<b>Gerdau Met</b>	1,7760	2,0740	0,3604	0,1836	0,3194	0,0008
<b>Klabin S/A</b>	0,6807	1,2640	0,0000	0,0718	0,1437	0,0286
<b>Light S/A</b>	1,5210	0,5298	0,0005	0,0776	0,0443	0,0000
<b>Lojas Americ</b>	0,9550	3,8430	0,0057	0,2468	0,2963	0,2459
<b>Marcopolo</b>	1,1310	1,1120	0,6881	0,2561	0,2602	0,7890
<b>P.Acucar-Cbd</b>	1,2050	0,8370	0,1096	0,1502	0,1365	0,4618

<b>Petrobrás</b>	1,0500	0,7205	0,4570	0,1062	0,1745	0,0069
<b>Randon Part</b>	0,7864	1,1180	0,2169	0,3607	0,3992	0,6862
<b>Sid Nacional</b>	0,5696	0,5268	0,3575	0,2135	0,2167	0,8568
<b>Souza Cruz</b>	0,3426	0,4619	0,0001	0,0505	0,0686	0,0082
<b>Suzano Papel</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Telef Brasil</b>	1,0010	1,2810	0,0037	0,0817	0,1000	0,0289
<b>Usiminas</b>	1,3610	0,8497	0,0000	0,3153	0,2656	0,2031
<b>Vale</b>	0,5985	0,4703	0,6181	0,0773	0,1199	0,2380

**Obs.: U=Modelos Univariados; M=Modelos Multivariados.**

**Fonte: Elaboração própria.**

O teste DMm tem como hipótese nula que a precisão das previsões de ambos os modelos é igual. Assim, usando-se um nível de significância estatística ( $\alpha$ ) igual a 5%, verificou-se pelo critério MAPE que: a) em nove empresas os modelos possuem precisões diferentes; b) em seis (Cemig, Gerdau, Klabin, Lojas Americanas, Souza Cruz e Telef. Brasil) os modelos univariados são mais precisos; e c) em três empresas (Ambev, Light S/A e Usiminas) os modelos multivariados são mais precisos. Pelo critério MAE, o teste de Diebold e Mariano evidenciou que em nove empresas os modelos possuem precisões diferentes, apontando que em sete (Cemig, Gerdau, Gerdau Met, Klabin, Petrobrás, Souza Cruz e Telef. Brasil) os modelos univariados são mais precisos e em duas (Ambev e Light S/A) os modelos multivariados são mais precisos.

Portanto, de acordo com ambos os critérios (MAPE e MAE) foi identificado que na metade das empresas onde foi feita a comparação houve diferença na precisão das previsões entre os modelos univariados e multivariados. Dentre as séries com diferentes precisões das previsões, aproximadamente 67% apontam que os modelos univariados são mais precisos de acordo com o MAPE e aproximadamente 78% também assinalam que os modelos univariados são mais precisos de acordo com o MAE. Assim, observou-se de forma geral que os modelos univariados possuem maior precisão nas previsões realizadas no primeiro momento de análise.

### **5.3.1 Formação das carteiras de investimento**

Para observar o comportamento das previsões em curto e longo prazo, foram montados seis portfólios (três baseados nos modelos univariados e três baseados nos modelos multivariados)

de acordo com os retornos previstos em três períodos de tempo dentro de cada momento de análise: 1º trimestre; 1º semestre; e 1 ano. Desta forma, de acordo com as previsões realizadas para o 1º trimestre seguinte à série temporal utilizada para especificar os modelos, foram compostos dois portfólios: um baseado nas previsões dos modelos univariados e o outro baseado nas previsões dos modelos multivariados. Da mesma forma, foi feita a elaboração dos portfólios baseados nos retornos previstos para um semestre e para um ano.

Na construção de cada carteira de investimento, foram utilizadas as cinco empresas que apresentaram os maiores retornos previstos. Optou-se por esse número de empresas, pois de acordo com a literatura usual sobre o tema, a partir de cinco ativos o risco em uma carteira de investimento é consideravelmente dissipado. Dessa forma, por meio da verificação dos retornos trimestrais, semestrais e anuais previstos por ambos os modelos de previsão (univariados e multivariados) é possível comparar (TAB. 25 – modelos univariados e TAB. 26 – modelos multivariados) os resultados previstos e os resultados reais para cada tipo de modelo, de acordo com a projeção temporal das previsões. Como todas as empresas apresentam a mesma proporção de investimento na composição da carteira, foi calculada a média simples dos retornos acumulados das empresas para se chegar ao retorno total da carteira, tanto para o retorno previsto como para o retorno real. Nas análises em um semestre e em um ano é verificado o retorno acumulado trimestralmente, isto é, apresenta-se o resultado semestral e anual acumulados trimestralmente, pois os modelos também prevêem trimestralmente. A TABELA 25 apresenta os resultados dos retornos calculados de acordo com os modelos univariados.

TABELA 25 – Comparação entre os retornos previstos e os reais - Modelos Univariados.

<b>1º trimestre</b>		
<b>Empresas</b>	<b>Retorno previsto</b>	<b>Retorno real</b>
<b>P.Acucar-Cbd</b>	3,7233%	-6,2068%
<b>Souza Cruz</b>	3,3619%	4,8072%
<b>Marcopolo</b>	0,0572%	-38,1435%
<b>Telef Brasil</b>	-0,0626%	11,8629%
<b>Gerdau</b>	-0,4176%	-50,1637%
<b>Retorno total da carteira</b>	1,3324%	-15,5688%
<b>1º semestre</b>		
<b>Empresas</b>	<b>Retorno previsto</b>	<b>Retorno real</b>
<b>Souza Cruz</b>	14,6420%	13,1468%
<b>Petrobras</b>	13,2500%	-22,8346%

<b>Marcopolo</b>	12,6059%	-44,2807%
<b>Gerdau</b>	10,1520%	-51,3299%
<b>P.Acucar-Cbd</b>	9,5190%	-14,2504%
<b>Retorno total da carteira</b>	12,0338%	-23,9098%

<b>1 Ano</b>		
<b>Empresas</b>	<b>Retorno previsto</b>	<b>Retorno real</b>
<b>Petrobras</b>	53,0828%	-2,7249%
<b>Gerdau Met</b>	46,1700%	-29,8721%
<b>Souza Cruz</b>	41,0273%	55,7617%
<b>Marcopolo</b>	39,6695%	-3,0754%
<b>Gerdau</b>	38,4972%	-23,6559%
<b>Retorno total da carteira</b>	43,6894%	-0,7133%

**Fonte: Resultados da pesquisa.**

No primeiro momento de análise, verificou-se (TAB. 25) que os modelos univariados previram retornos positivos para as três carteiras projetadas (1º trimestre, 1º semestre, 1 Ano); porém, os retornos reais foram negativos. No 1º trimestre, o retorno previsto foi de aproximadamente 1,33% e o retorno real foi um prejuízo de 15,5688%. No 1º semestre, o retorno previsto foi de aproximadamente 12,03%; porém, na realidade, a carteira teve um prejuízo de aproximadamente 23,91%. E, no ano, o retorno previsto foi de aproximadamente 43,69% e o retorno anual real também foi um prejuízo de aproximadamente 0,71%.

**TABELA 26 – Comparação entre os retornos previstos e os reais - Modelos Multivariados.**

<b>1º trimestre</b>		
<b>Empresas</b>	<b>Retorno previsto</b>	<b>Retorno real</b>
<b>Randon Part</b>	16,8222%	-47,6589%
<b>Lojas Americanas</b>	16,7789%	-39,5063%
<b>Gerdau</b>	13,8052%	-50,1637%
<b>Sid. Nacional</b>	10,1502%	-49,7280%
<b>Vale</b>	9,3157%	-33,3252%
<b>Retorno total da carteira</b>	13,3744%	-44,0764%

<b>1º semestre</b>		
<b>Empresas</b>	<b>Retorno previsto</b>	<b>Retorno real</b>
<b>Gerdau</b>	34,5846%	-49,8321%
<b>Sid Nacional</b>	31,6963%	-36,3869%
<b>Randon Part</b>	28,4228%	-56,2798%
<b>Lojas Americanas</b>	25,8883%	-39,1515%

<b>Vale</b>	20,9566%	-24,3948%
<b>Retorno total da carteira</b>	28,3097%	-41,2090%
<b>1 ano</b>		
<b>Empresas</b>	<b>Retorno previsto</b>	<b>Retorno real</b>
<b>Gerdau</b>	69,0862%	-23,6559%
<b>Sid Nacional</b>	67,4984%	-4,7150%
<b>Gerdau Met</b>	61,8468%	-29,8699%
<b>Randon Part</b>	58,8188%	-0,0727%
<b>Marcopolo</b>	57,1607%	-3,0754%
<b>Retorno total da carteira</b>	62,8822%	-12,2778%

**Fonte: Resultados da pesquisa.**

Assim como aconteceu com os modelos univariados, no primeiro momento de análise verificou-se (TAB. 26) que os modelos multivariados previram retornos positivos para as três carteiras projetadas (1º trimestre, 1º semestre, 1 ano). Porém, os retornos reais foram negativos. No 1º trimestre o retorno previsto foi de aproximadamente 13,37% e o retorno real foi um prejuízo de aproximadamente 44,08%. No 1º semestre o retorno previsto foi de aproximadamente 28,31%; na realidade, a carteira teve um prejuízo de aproximadamente 41,21%. E, no ano, o retorno previsto foi de aproximadamente 62,88% e o retorno anual também foi um prejuízo de aproximadamente de 12,28%. É interessante notar que os modelos multivariados apresentaram previsões com maior rentabilidade e apresentaram carteiras com maiores prejuízos do que as carteiras formadas pelos modelos univariados. Isso indica maior erro de previsão para os modelos multivariados, resultado já apontado pelos critérios MAPE e MAE no primeiro momento de análise.

No entanto, é importante salientar que esta análise foi feita apenas no primeiro momento de análise, sendo necessário comparar com os outros momentos para que as conclusões sejam mais confiáveis. E, também nesse período, houve uma forte crise econômica global, o que comprometeu o mercado de capitais, podendo ter causado a ineficiência dos modelos de previsão nesta análise.

#### **5.4 Previsões - Segundo momento de análise - Até o 3º trimestre de 2009**

Assim como realizado no primeiro momento de análise, foram utilizados os critérios MAPE e MAE para medir o desempenho dos modelos de previsão. E para verificar a diferença

estatística da precisão das previsões com base nesses critérios foi empregado o teste de Diebold e Mariano Modificado (DMm). Os dados estão apresentados na TABELA 27.

TABELA 27 – Estatísticas para avaliação das previsões dos modelos estimados.

<b>Empresas</b>	<b>MAPE/U</b>	<b>MAPE/M</b>	<b>DMm</b>	<b>MAE/U</b>	<b>MAE/M</b>	<b>DMm</b>
<b>Ambev</b>	1,5280	0,9723	0,0303	0,0591	0,0711	0,2369
<b>Brasil Telec</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Braskem</b>	0,9072	1,9080	0,0000	0,1272	0,2524	0,0000
<b>Cemig</b>	1,0240	10,8500	0,0038	0,0362	0,0434	0,6095
<b>Eletrobrás</b>	1,1080	1,3830	0,0071	0,0981	0,1117	0,0620
<b>Gerdau</b>	5,1640	1,0540	0,0000	0,1672	0,0647	0,0000
<b>Gerdau Met</b>	7,1720	19,4300	0,0000	0,1621	0,3990	0,0000
<b>Klabin S/A</b>	0,7973	1,0190	0,1171	0,0804	0,0991	0,0016
<b>Light S/A</b>	0,9139	1,5380	0,0000	0,0348	0,0462	0,0174
<b>Lojas Americ</b>	0,9800	4,3630	0,0054	0,1059	0,1002	0,6405
<b>Marcopolo</b>	0,5600	0,5402	0,7697	0,1232	0,1044	0,0801
<b>P.Acucar-Cbd</b>	1,1340	1,2520	0,0885	0,1000	0,1187	0,0186
<b>Petrobrás</b>	2,0590	1,3960	0,0000	0,1724	0,1289	0,0003
<b>Randon Part</b>	2,1460	2,8460	0,0455	0,1260	0,1513	0,0149
<b>Sid Nacional</b>	7,0430	7,6740	0,0796	0,1276	0,1915	0,1646
<b>Souza Cruz</b>	6,0360	8,7040	0,0035	0,0855	0,1035	0,0302
<b>Suzano Papel</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Telef Brasil</b>	2,0610	1,1280	0,1031	0,0892	0,0696	0,3114
<b>Usiminas</b>	2,9300	0,9992	0,0143	0,0644	0,0628	0,9205
<b>Vale</b>	3,4650	2,2370	0,0064	0,1295	0,1135	0,2140

**Obs: U=Modelos Univariados; M=Modelos Multivariados.**

**Fonte: Resultados da pesquisa.**

Ainda utilizando um nível de significância estatística ( $\alpha$ ) igual a 5% para o teste de Diebold e Mariano Modificado, verificou-se pelo critério MAPE que em 13 empresas os modelos apresentam precisões diferentes, visto que em oito (Braskem, Cemig, Eletrobrás, Gerdau Met, Light S/A, Lojas Americanas, Randon Part. e Souza Cruz) os modelos univariados são mais precisos e em cinco (AmBev, Gerdau, Petrobrás, Vale e Usiminas) os modelos multivariados são mais precisos. Pelo critério MAE, o teste de Diebold e Mariano evidenciou que em nove empresas os modelos possuem precisões diferentes, apontando que em sete (Braskem, Gerdau Met, Klabin S/A, Light S/A, P. Açúcar, Randon Part. e Souza Cruz) os modelos univariados são mais precisos e em duas (Gerdau e Petrobrás) os modelos multivariados são mais precisos.

Observou-se, dessa forma, uma mudança na diferença de precisão das previsões entre os modelos univariados e multivariados no segundo momento de análise. De acordo com o

MAPE, em aproximadamente 72% das empresas em que foi feita a comparação houve diferença estatística na precisão das previsões entre os modelos univariados e multivariados. E, dentre essas séries com diferentes precisões das previsões, aproximadamente 62% apontam que os modelos univariados são mais precisos. Já com base no critério MAE, verificou-se que na metade das séries houve diferença estatística na precisão das previsões entre os modelos univariados e multivariados. E, dentre essas séries com diferentes precisões das previsões, aproximadamente 78% apontam que os modelos univariados são mais precisos. Destarte, foram observadas de forma geral no segundo momento de análise mais diferenças significativas na precisão das previsões entre os modelos à medida que novos valores se incorporaram às séries.

#### 5.4.1 Formação das carteiras de investimento

O processo para formação dos portfólios no segundo momento de análise ocorreu da mesma forma como descrita no primeiro momento de análise. A TABELA 28 apresenta os resultados dos modelos univariados e a TABELA 29 apresenta os resultados dos modelos multivariados.

TABELA 28 – Comparação entre os retornos previsto e real - Modelos Univariados

<b>1º trimestre</b>		
<b>Empresas</b>	<b>Retorno previsto</b>	<b>Retorno real</b>
<b>Randon Part</b>	29,9103%	22,7470%
<b>Braskem</b>	22,9857%	32,8386%
<b>Souza Cruz</b>	17,3015%	5,3476%
<b>Gerdau</b>	16,9919%	27,4844%
<b>Usiminas</b>	15,6793%	12,2919%
<b>Retorno total da carteira</b>	20,5737%	20,1419%
<b>1º semestre</b>		
<b>Empresas</b>	<b>Retorno previsto</b>	<b>Retorno real</b>
<b>Randon Part</b>	53,8923%	28,0054%
<b>Braskem</b>	40,1682%	43,1616%
<b>Gerdau</b>	34,3372%	24,2745%
<b>Gerdau Met</b>	31,3222%	23,4477%
<b>Souza Cruz</b>	30,4394%	4,7655%
<b>Retorno total da carteira</b>	38,0318%	24,7309%
<b>1 ano</b>		
<b>Empresas</b>	<b>Retorno previsto</b>	<b>Retorno real</b>
<b>Gerdau</b>	77,1247%	12,7628%
<b>Randon Part</b>	76,5519%	49,3328%
<b>Gerdau Met</b>	71,7782%	10,2535%

<b>Sid Nacional</b>	70,3935%	21,2067%
<b>Souza Cruz</b>	61,2961%	37,1526%
<b>Retorno total da carteira</b>	<b>71,4289%</b>	<b>26,1417%</b>

**Fonte: Resultados da pesquisa.**

Verificou-se pela análise da TABELA 28 que os modelos univariados previram novamente retornos positivos e, no segundo momento de análise, os retornos reais também foram positivos nas três carteiras projetadas (1º trimestre, 1º semestre, 1 Ano). No 1º trimestre, o retorno previsto foi de aproximadamente 20,57%, bem próximo do retorno real que foi de aproximadamente 20,14%. No 1º semestre, o retorno previsto foi de aproximadamente 38,03% e o retorno real foi de aproximadamente 24,73%. E, no ano, o retorno previsto foi de aproximadamente 71,43% e o retorno anual real foi de 26,14%.

Constatou-se, então, que à medida que a projeção temporal das previsões se estende, a variação entre o retorno previsto e o retorno real aumenta, podendo indicar que os modelos univariados possuem maior capacidade de previsão no curto prazo.

**TABELA 29 – Comparação entre os retornos previstos e os reais - Modelos Multivariados.**

<b>1º trimestre</b>		
<b>Empresas</b>	<b>Retorno previsto</b>	<b>Retorno real</b>
<b>Gerdau Met</b>	41,5835%	24,7134%
<b>Braskem</b>	17,9828%	32,8386%
<b>Souza Cruz</b>	17,7284%	5,3476%
<b>Gerdau</b>	17,5639%	27,4844%
<b>Marcopolo</b>	14,0477%	21,2969%
<b>Retorno total da carteira</b>	<b>21,7813%</b>	<b>22,3362%</b>
<b>1º semestre</b>		
<b>Empresas</b>	<b>Retorno previsto</b>	<b>Retorno real</b>
<b>Gerdau Met</b>	102,5524%	23,4477%
<b>Braskem</b>	52,2445%	43,1616%
<b>Souza Cruz</b>	37,6119%	4,7655%
<b>Marcopolo</b>	28,2913%	53,9228%
<b>Gerdau</b>	21,6792%	24,2745%
<b>Retorno total da carteira</b>	<b>48,4759%</b>	<b>29,9144%</b>
<b>1 ano</b>		
<b>Empresas</b>	<b>Retorno previsto</b>	<b>Retorno real</b>
<b>Gerdau Met</b>	319,1840%	10,2573%

<b>Souza Cruz</b>	81,7482%	37,1469%
<b>Marcopolo</b>	57,7556%	106,3957%
<b>Braskem</b>	55,1115%	53,9130%
<b>Randon Part</b>	35,5808%	49,3384%
<b>Retorno total da carteira</b>	<b>109,8760%</b>	<b>51,4103%</b>

Fonte: Resultados da pesquisa.

Pela análise da TABELA 29 observou-se, de forma geral, que os retornos previstos e os retornos reais foram positivos no segundo momento de análise. No 1º trimestre, o retorno previsto foi de aproximadamente 21,78%, bem próximo do retorno real que foi de aproximadamente 22,33%. No 1º semestre, o retorno previsto foi de aproximadamente 48,47% e o retorno real foi de aproximadamente 29,91%. E, no ano, o retorno previsto foi de aproximadamente 109,88% e o retorno anual real foi de 51,41%.

Assim como aconteceu com os modelos univariados, constata-se que à medida que a projeção temporal das previsões se estende, a variação entre o retorno previsto e o retorno real aumenta, podendo indicar que os modelos multivariados possuem maior capacidade de previsão no curto prazo. Verificou-se também que os retornos reais das carteiras com base nos modelos multivariados foram superiores aos retornos reais das carteiras baseadas nos modelos univariados, e que quanto maior a projeção temporal das previsões, maior é a diferença observada. No entanto, é importante salientar que esta análise foi feita apenas no segundo momento de análise, sendo necessário comparar com os outros momentos para que as conclusões sejam mais confiáveis e não haja problemas relacionados a *data-snooping* (resultados encontrados devido ao acaso).

### 5.5 Previsões - Terceiro momento de análise - Até o 3º trimestre de 2011

Novamente, como realizado no primeiro e segundo momentos de análise, foram utilizados os critérios MAPE e MAE e o teste de Diebold e Mariano Modificado (DMm) para identificar qual dos modelos (univariados ou multivariados) apresenta maior precisão nas previsões realizadas. Os dados estão apresentados na TABELA 30.

TABELA 30 - Estatísticas para avaliação das previsões dos modelos estimados.

<b>Empresas</b>	<b>MAPE/U</b>	<b>MAPE/M</b>	<b>DMm</b>	<b>MAE/U</b>	<b>MAE/M</b>	<b>DMm</b>
<b>Ambev</b>	1,7700	2,0980	0,0000	0,0718	0,0782	0,0683

<b>Brasil Telec</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Braskem</b>	0,6816	0,8903	0,4693	0,1274	0,1591	0,5742
<b>Cemig</b>	0,9882	1,3050	0,0492	0,0732	0,0658	0,4383
<b>Eletrobras</b>	1,0090	1,1480	0,0213	0,0690	0,0781	0,0866
<b>Gerdau</b>	2,1340	1,7890	0,0000	0,2387	0,2088	0,0000
<b>Gerdau Met</b>	2,5710	2,4590	0,6234	0,2425	0,2035	0,2583
<b>Klabin S/A</b>	1,0790	0,6137	0,0084	0,0913	0,0722	0,0730
<b>Light S/A</b>	0,9723	0,9039	0,0000	0,1054	0,0964	0,0000
<b>Lojas Americ</b>	0,9130	2,4980	0,0764	0,0823	0,1000	0,0712
<b>Marcopolo</b>	6,7610	10,4900	0,0008	0,1105	0,1722	0,0000
<b>P.Acucar-Cbd</b>	1,3330	1,1110	0,0852	0,0704	0,0569	0,1290
<b>Petrobras</b>	1,5010	1,3430	0,2643	0,1363	0,1116	0,0555
<b>Randon Part</b>	2,0140	1,0940	0,0003	0,1760	0,1290	0,0008
<b>Sid Nacional</b>	5,3260	6,4520	0,1648	0,2395	0,2446	0,6242
<b>Souza Cruz</b>	1,1670	1,1450	0,6264	0,0551	0,0583	0,4037
<b>Suzano Papel</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Telef Brasil</b>	0,8591	0,7742	0,3316	0,0743	0,0638	0,1906
<b>Usiminas</b>	0,7649	1,4100	0,0000	0,1265	0,1689	0,0000
<b>Vale</b>	2,9580	2,3970	0,0000	0,1504	0,1255	0,0000

**Obs: U=Modelos Univariados; M=Modelos Multivariados.**

**Fonte: Resultados da pesquisa.**

Com base na hipótese nula do teste de Diebold e Mariano Modificado, utilizando-se ainda um nível de significância estatística ( $\alpha$ ) igual a 5%, verificou-se pelo critério MAPE que em empresas os modelos possuem precisões diferentes. Em cinco empresas (AmBev, Cemig, Eletrobrás, Marcopolo e Usiminas) os modelos univariados são mais precisos e nas outras cinco (Gerdau, Klabin S/A, Light S/A, Randon Part. e Vale) os modelos multivariados são mais precisos. Pelo critério MAE, o teste de Diebold e Mariano evidenciou que em seis empresas os modelos possuem precisões diferentes, apontando que em duas (Marcopolo e Usiminas) os modelos univariados são mais precisos e em quatro (Gerdau, Light, Randon Part. e Vale) os modelos multivariados são mais precisos.

Verificou-se assim, nesse momento de análise, uma mudança na diferença de precisão das previsões entre os modelos univariados e multivariados. De acordo com o MAPE, foi identificado que em aproximadamente 55% das empresas em que foi feita a comparação houve diferença estatística na precisão das previsões entre os modelos univariados e multivariados. E, dentre essas séries com diferentes precisões das previsões, há um empate entre os modelos univariados e multivariados em relação a qual possui maior precisão nas previsões realizadas. Por outro lado, baseado no critério MAE, verificou-se que em aproximadamente 33% das séries houve diferença estatística na precisão das previsões entre

os modelos univariados e multivariados. E, dentre essas séries com diferentes precisões das previsões, aproximadamente 67% apontam agora que os modelos multivariados são mais precisos. Assim sendo, constatou-se no terceiro momento de análise que à medida que novos valores são incorporados às séries os modelos multivariados tendem a apresentar maior precisão nas previsões realizadas.

### 5.5.1 Formação das carteiras de investimento

O processo para formação dos portfólios no terceiro momento de análise ocorreu da mesma forma como descrita no primeiro momento de análise. A TABELA 31 apresenta os resultados dos modelos univariados e a TABELA 32 apresenta os resultados dos modelos multivariados.

TABELA 31 – Comparação entre os retornos previstos e os reais - Modelos Univariados

<b>1° trimestre</b>		
<b>Empresas</b>	<b>Retorno previsto</b>	<b>Retorno real</b>
<b>Randon Part</b>	24,8460%	18,3470%
<b>Marcopolo</b>	19,1518%	31,3067%
<b>Souza Cruz</b>	14,5498%	13,4608%
<b>Braskem</b>	12,4308%	26,2318%
<b>Sid Nacional</b>	8,1821%	-1,0270%
<b>Retorno total da carteira</b>	15,8321%	17,6639%
<b>1° semestre</b>		
<b>Empresas</b>	<b>Retorno previsto</b>	<b>Retorno real</b>
<b>Randon Part</b>	50,7544%	3,2379%
<b>Marcopolo</b>	31,2679%	30,7445%
<b>Souza Cruz</b>	27,1459%	8,7684%
<b>Sid. Nacional</b>	23,1810%	-2,7530%
<b>Braskem</b>	20,8547%	41,4147%
<b>Retorno total da carteira</b>	30,6408%	16,2825%
<b>1 ano</b>		
<b>Empresas</b>	<b>Retorno previsto</b>	<b>Retorno real</b>
<b>Randon Part</b>	86,7887%	-5,0674%
<b>Gerdau Met</b>	61,4345%	-39,5155%
<b>Sid. Nacional</b>	59,7047%	-40,5950%
<b>Marcopolo</b>	59,3253%	27,8633%
<b>Souza Cruz</b>	56,6468%	28,6684%
<b>Retorno total da carteira</b>	64,7800%	-5,7292%

**Fonte: Resultados da pesquisa.**

Analisando-se a TAB. 31, observou-se que os modelos univariados possuem maior capacidade de previsão no curto prazo. No 1º trimestre, o retorno previsto foi de aproximadamente 15,83% e o retorno real foi de aproximadamente 17,66%. No 1º semestre, o retorno previsto foi de aproximadamente 30,64% e o retorno real foi de aproximadamente 16,28%. E, no ano, o retorno previsto foi de aproximadamente 64,78%; porém, houve um prejuízo no retorno anual real de aproximadamente 5,73%. Assim como ocorreu no segundo momento de análise, verificou-se que os modelos univariados prevêm melhor no curto prazo (na projeção de previsão até o 1º semestre houve retornos positivos).

**TABELA 32 – Comparação entre os retornos previstos e os reais - Modelos Multivariados.**

<b>1º trimestre</b>		
<b>Empresas</b>	<b>Retorno previsto</b>	<b>Retorno real</b>
<b>Marcopolo</b>	15,0966%	31,3067%
<b>Sid. Nacional</b>	14,4673%	-1,0270%
<b>Randon Part</b>	11,1037%	18,3470%
<b>P. Açúcar</b>	10,8445%	10,1014%
<b>Souza Cruz</b>	10,3410%	13,4608%
<b>Retorno total da carteira</b>	<b>12,3706%</b>	<b>14,4378%</b>
<b>1º semestre</b>		
<b>Empresas</b>	<b>Retorno previsto</b>	<b>Retorno real</b>
<b>Marcopolo</b>	33,3990%	30,7445%
<b>Sid. Nacional</b>	27,1193%	-2,7530%
<b>Gerdau Met</b>	23,8827%	-9,6051%
<b>Souza Cruz</b>	22,1133%	8,7684%
<b>Randon Part</b>	20,2478%	3,2379%
<b>Retorno total da carteira</b>	<b>25,3524%</b>	<b>6,0785%</b>
<b>1 ano</b>		
<b>Empresas</b>	<b>Retorno previsto</b>	<b>Retorno real</b>
<b>Marcopolo</b>	84,6340%	27,8633%
<b>Sid. Nacional</b>	62,6952%	-40,5950%
<b>Souza Cruz</b>	47,0600%	28,6684%
<b>Vale</b>	42,6064%	5,3065%
<b>Ambev</b>	42,2961%	42,4439%
<b>Retorno total da carteira</b>	<b>55,8583%</b>	<b>12,7374%</b>

**Fonte: Resultados da pesquisa.**

Observou-se de forma geral, pela análise da TAB. 32, que os retornos previstos e os retornos reais foram positivos no terceiro momento de análise para os modelos multivariados. No 1º trimestre, o retorno previsto foi de aproximadamente 12,37%, bem próximo do retorno real que foi de aproximadamente 14,44%. No 1º semestre, o retorno previsto foi de aproximadamente 25,35% e o retorno real foi de aproximadamente 6,08%. E, no ano, o retorno previsto foi de aproximadamente 55,86% e o retorno anual real foi de 12,74%.

Constata-se novamente que à medida que o horizonte temporal das previsões se estende, a variação entre o retorno previsto e o retorno real aumenta, podendo indicar que os modelos multivariados possuem maior capacidade de previsão no curto prazo. Verificou-se também que os retornos reais das carteiras com base nos modelos multivariados foram superiores aos retornos reais das carteiras baseadas nos modelos univariados, e que quanto maior a projeção temporal das previsões, maior é a diferença observada. Este resultado é similar ao apresentado pelos critérios MAPE e MAE no sentido de que as previsões dos modelos multivariados superam as dos modelos univariados no terceiro momento de análise. Tal comportamento vai contra a segunda hipótese nula desta pesquisa, que é: “ $H_0$ : Os modelos univariados fornecem melhores previsões sobre os retornos das ações do que os modelos multivariados, o que indicaria a irrelevância da informação contábil para previsões de retornos trimestrais das ações.”

## **5.6 Análise geral das rentabilidades das carteiras**

Para conferir maior robustez à análise de dados, e visando não incorrer em problemas relacionados a *data-snooping* (resultados encontrados devido ao acaso), foram comparados os retornos reais das carteiras nos três momentos de análise, e confrontados com as rentabilidades de um ativo livre de risco (CDI) e de uma carteira de mercado (Ibovespa) (TABs. 33, 34 e 35). Outra medida de comparação importante utilizada foi o Índice de Sharpe, em que os desempenhos das carteiras foram ajustados em função do risco que cada portfólio possui (TAB. 36). Desta forma, as conclusões serão mais confiáveis e indicarão ao usuário qual tipo de investimento seria mais vantajoso.

Para evidenciar como realmente seria o comportamento de um investimento realizado pelos modelos de previsão estimados, nesta seção foram avaliados e comparados apenas os retornos

reais das carteiras contra o Ibovespa e o CDI. A comparação entre os retornos reais e os previstos já foi realizada no capítulo anterior.

TABELA 33 – Comparação geral das carteiras.

<b>1° momento de análise</b>			
	<b>1° trimestre</b>	<b>1° semestre</b>	<b>1 ano</b>
<b>Retorno real /Univariado</b>	-15,5688%	-23,9098%	-0,7133%
<b>Retorno real /Multivariado</b>	-44,0764%	-41,2090%	-12,2778%
<b>Índice Bovespa (Ibovespa)</b>	-25,6429%	-21,9830%	16,8663%
<b>Certificados de Depósitos Interbancários (CDI)</b>	3,3168%	6,3019%	11,1984%

**Fonte:** Resultados da pesquisa.

De acordo com o primeiro momento de análise (TAB. 33), um investimento realizado com base em ambos os modelos de previsão resultaria em prejuízos significantes, seja no trimestre, no semestre ou no ano. Verificou-se também que os modelos univariados foram superiores aos modelos multivariados (apresentaram menores prejuízos). E, apenas no 1° trimestre de previsão, a rentabilidade da carteira Univariada obteve menor prejuízo que uma carteira de mercado (Ibovespa). Nesse período de análise houve crise econômica global, o que compromete o mercado de capitais, podendo ter causado a ineficiência dos modelos de previsão. Portanto, considerando os quatro tipos diferentes de investimento apresentados (Portfólios Univariados, Portfólios Multivariados, Ibovespa e CDI), o mais indicado seria investir em Certificados de Depósitos Interbancários (CDI), o que garantiria retornos positivos.

TABELA 34 – Comparação geral das carteiras.

<b>2° momento de análise</b>			
	<b>1° trimestre</b>	<b>1° semestre</b>	<b>1 ano</b>
<b>Retorno real /Univariado</b>	20,1419%	24,7309%	26,1417%
<b>Retorno real /Multivariado</b>	22,3362%	29,9144%	51,4103%
<b>Índice Bovespa (Ibovespa)</b>	15,3858%	16,8658%	14,5646%
<b>Certificados de Depósitos Interbancários (CDI)</b>	2,0884%	4,1516%	9,2460%

**Fonte:** Resultados da pesquisa.

Já no segundo momento de análise (TAB. 34), observou-se que os modelos multivariados de previsão foram superiores aos modelos univariados de previsão, visto que as rentabilidades das carteiras Multivariadas foram superiores às carteiras Univariadas, tanto no trimestre quanto no semestre e no ano. Ambos os modelos de previsão apresentaram rentabilidades

superiores ao retorno, tanto da carteira de mercado (Ibovespa) quanto de um ativo livre de risco (CDI). Portanto, considerando o segundo momento de análise, o mais indicado seria usar modelos multivariados de previsões para se alcançar retornos mais lucrativos.

TABELA 35 – Comparação geral das carteiras.

<b>3° momento de análise</b>			
	<b>1° trimestre</b>	<b>1° semestre</b>	<b>1 ano</b>
<b>Retorno real /Univariado</b>	17,6639%	16,2825%	-5,7292%
<b>Retorno real /Multivariado</b>	14,4378%	6,0785%	12,7374%
<b>Índice Bovespa (Ibovespa)</b>	1,2438%	-0,6980%	-18,0813%
<b>Certificados de Depósitos Interbancários (CDI)</b>	2,5598%	5,2723%	11,4778%

**Fonte:** Resultados da pesquisa.

Observou-se no terceiro momento de análise (TAB. 35) que os modelos univariados foram superiores nas previsões a curto (trimestre) e médio prazo (semestre) e os modelos multivariados foram superiores no longo prazo (ano). A rentabilidade da carteira Univariada no longo prazo (ano) foi negativa, podendo evidenciar a incapacidade destes modelos de previsão em projeções mais longas. Neste aspecto, a rentabilidade da carteira Multivariada foi superior, indicando que os modelos multivariados de previsão possuem superioridade em projeções mais longas de previsão. Desta forma, para se obter retornos mais lucrativos o mais indicado seria usar modelos univariados em previsões de curto e médio prazo e modelos multivariados em previsões de longo prazo.

Para solidificar as conclusões é necessário comparar o desempenho das carteiras ajustando-se aos seus respectivos riscos. O Índice de Sharpe (IS) mede o retorno adicional que uma carteira obteve sobre um ativo livre de risco, considerando a variância dos retornos das ações que compõem o portfólio, sendo que quanto menor a variância menor o risco, e conseqüentemente mais seguro é o investimento. Assim, ao serem analisadas as variabilidades dos retornos das de cada portfólio, a carteira que apresentou o maior IS foi considerada a mais rentável. A TAB. 36 apresenta estes resultados.

TABELA 36 – Comparação geral das carteiras - Índice de Sharpe.

<b>1° momento de análise</b>			
	<b>1° trimestre</b>	<b>1° semestre</b>	<b>1 ano</b>

<b>Índice de Sharpe/ Portfólio Univariado</b>	-0,7760	-1,3163	-0,3937
<b>Índice de Sharpe/Portfólio Multivariado</b>	-7,1725	-4,2955	-1,9433
<b>2° momento de análise</b>			
	<b>1° trimestre</b>	<b>1° semestre</b>	<b>1 ano</b>
<b>Índice de Sharpe/ Portfólio Univariado</b>	1,8010	1,6793	1,1315
<b>Índice de Sharpe/Portfólio Multivariado</b>	2,1779	1,5087	1,3427
<b>3° momento de análise</b>			
	<b>1° trimestre</b>	<b>1° semestre</b>	<b>1 ano</b>
<b>Índice de Sharpe/ Portfólio Univariado</b>	1,3488	0,6511	-0,5631
<b>Índice de Sharpe/Portfólio Multivariado</b>	1,1236	0,0586	0,0431

**Fonte: Resultados da pesquisa.**

Comparando-se o IS para os Portfólios Univariados e Multivariados nas três projeções de previsão, verificou-se, no primeiro momento de análise, que o Portfólio Univariado foi superior, visto que os prejuízos foram menores dadas as variâncias das carteiras. Já no segundo e terceiro momento de análise, observou-se mais uma vez que há uma tendência dos modelos univariados concederem retornos mais lucrativos nas projeções de curto prazo e dos modelos multivariados concederem retornos mais lucrativos nas projeções de longo prazo.

Portando, avaliando-se de forma geral todos os momentos, constata-se que as previsões baseadas em modelos multivariados tendem a fornecer aos investidores retornos superiores em investimentos de longo prazo (1 ano) e os modelos univariados tendem a fornecer aos investidores retornos superiores em investimentos de curto prazo (1 trimestre). Assim, usando informações contábeis em modelos de previsão, um investidor terá maior probabilidade de obter melhores retornos em estratégias de longo prazo com a negociação de ações. Esse comportamento rejeita a segunda hipótese nula desta pesquisa, que é: “ $H_0$ : Os modelos univariados fornecem melhores previsões sobre os retornos das ações do que os modelos multivariados, o que indicaria a irrelevância da informação contábil para previsões de retornos trimestrais das ações.”

Todos os resultados que indicam contribuição dos índices contábeis/financeiros para a melhoria dos retornos das ações são corroborados pelos resultados apresentados nos trabalhos de O’Halon (1991); Jindrichovsha (2001); Mahmood e Fatah (2001); Araujo Junior (2009); Carvalhal (2010); e Campos, Lamounier e Bressan (2011).



## 6. CONCLUSÕES

O principal objetivo desta pesquisa foi verificar se o uso de indicadores contábeis de liquidez, estrutura de capital e rentabilidade das firmas melhora a capacidade das previsões dos retornos das ações em relação às previsões feitas apenas a partir do histórico dos retornos, visando que os investidores em ações de empresas brasileiras de capital aberto obtenham melhores ferramentas para suas tomadas de decisões.

Desta forma, foram especificados modelos univariados de previsão (ARIMA) apenas com o histórico dos retornos das ações, comparando-se posteriormente esses resultados com as previsões realizadas por modelos multivariados (VAR) com os índices contábeis/financeiros como variáveis explicativas nos modelos. A amostra foi composta por 20 empresas e os resultados foram analisados em três momentos distintos do tempo para se evitar que os resultados apresentassem problemas relacionados a *data-snooping* (resultados encontrados devido ao acaso).

Nos modelos univariados houve predominância de modelos ARIMA (0.0.1) em ambos os momentos de análise. Isso evidencia que para as séries de retornos de ações analisadas, as primeiras defasagens na parte de médias móveis (MA) são as que fornecem maior poder de previsão. Assim, pode-se concluir para as empresas analisadas que há a presença de dependência dos erros derivados do modelo para se obter previsões significativas.

Na análise da relação de causalidade de Granger entre os indicadores contábeis e os retornos das ações, verificou-se que a ML apresenta o maior número de casos (11 empresas) com significância estatística para prever o RET, seguida pelo ROE (10 empresas). Observou-se que indicadores que utilizam o Lucro Líquido em sua composição apresentam maior relação causal com os retornos das ações. Tal comportamento vai de encontro à primeira hipótese nula desta pesquisa, que é: “ $H_0$ : Dentre os índices pesquisados, os derivados do Lucro Líquido exercem maior influência sobre os retornos das ações”. Por outro lado, é interessante notar que a literatura sobre o tema opta por utilizar mais corriqueiramente o ROE ao invés da ML (O`Hanlon (1991); Martikainen e Puttonen (1993) Mahmood e Fatah (2007); Costa Jr., Meurer e Cupertino (2007); Carvalhal (2010); Galdi e Lopes (2008); e Van Doornik (2007)).

Desta forma, conclui-se que indicadores que utilizam em sua composição o Lucro Líquido das empresas apresentam maior causalidade de Granger com os retornos das ações (RET).

Os índices de Composição do Endividamento (CE), Liquidez Corrente (LC) e Participação do Capital de Terceiros (PCT) apresentaram significância estatística no teste de causalidade para o retorno de cinco empresas, e o Giro do Ativo (GA) para três empresas. Portanto, pode-se concluir que outros índices que não utilizam o Lucro Líquido em sua composição também possuem capacidade de melhorar a previsão dos retornos das ações, o que demonstra a importância das informações contábeis de forma geral.

Em algumas empresas, mais de um índice apresentou causalidade de Granger com os retornos das ações; porém, na estimação dos modelos não foi possível encontrar parâmetros significativos quando foram usados simultaneamente como variáveis independentes nos modelos VAR. Desta forma, só foi possível encontrar parâmetros significativos quando foi usado um dos indicadores, isoladamente, para prever o RET. Assim como apontou o teste de causalidade de Granger, a Margem Líquida (ML) foi o indicador que apresentou o maior número de casos com significância estatística para prever o RET, seguida por ROE, GA, CE e LC, o que novamente comprova a primeira hipótese nula desta pesquisa. O único índice que não se apresentou como o melhor pra prever o RET em alguma das empresas foi a PCT. Isso corrobora mais uma vez para a conclusão de que os índices contábeis/financeiros possuem capacidade de melhorar a previsão dos retornos das ações, demonstrando a importância das informações contábeis.

Para verificar as precisões das previsões realizadas por ambos os modelos de previsão foram utilizados os critérios MAPE e MAE, sendo adotado posteriormente o teste de Diebold-Mariano Modificado para verificação da diferença estatística entre os resultados. Pela avaliação geral dos três momentos de análise, verificou-se que os modelos univariados possuem maior precisão no total das empresas; porém, ao se incorporar novas observações às séries de previsão, os modelos multivariados se tornam mais precisos. Isso provavelmente se explica pela necessidade de mais graus de liberdade para esses modelos, já que possuem mais parâmetros em suas estimações. Desta forma, pode-se concluir que os modelos multivariados tendem a apresentar maior precisão nas previsões quanto mais longas forem as séries temporais de análise. Conclui-se então que as informações contábeis são relevantes para o

mercado acionário brasileiro, rejeitando-se a segunda hipótese nula desta pesquisa, que é: “ $H_0$ : Os modelos univariados fornecem melhores previsões sobre os retornos das ações do que os modelos multivariados, o que indicaria a irrelevância da informação contábil para previsões de retornos trimestrais das ações”.

Na comparação das rentabilidades das carteiras formadas pelos modelos de previsão univariados e multivariados frente ao retorno do mercado (Ibovespa) e um ativo livre de risco (CDI), verificou-se que apenas no primeiro momento de análise - 2º trimestre de 1994 até o 3º trimestre de 2008 – ambos os modelos obtiveram rentabilidade inferior ao CDI e ao Ibovespa. No entanto, neste período de análise houve crise econômica global, o que compromete o mercado de capitais, podendo ter causado a ineficiência dos modelos de previsão analisados.

Já nos dois momentos seguintes de análise ambos os modelos apresentaram, de forma geral, superioridade na rentabilidade tanto sobre o Ibovespa quanto sobre o CDI. Ao se comparar as carteiras de investimentos baseadas em ambos os modelos, ajustando-se aos seus respectivos riscos (Índice de Sharpe), foi verificado, de forma geral, que as previsões baseadas em modelos multivariados tendem a fornecer aos investidores retornos superiores em investimentos de longo prazo (1 ano). Já os modelos univariados tendem a fornecer aos investidores retornos superiores em investimentos de curto prazo (1 trimestre). Assim, pode-se concluir que ao usar informações contábeis em modelos de previsão, um investidor terá maior probabilidade de obter melhores retornos, com a negociação de ações, em estratégias de longo prazo. Desta forma, mais uma vez se rejeita a segunda hipótese nula desta pesquisa, evidenciando-se que as informações contábeis são relevantes para o mercado acionário brasileiro.

Com base os resultados apresentados pode-se concluir, limitando-se às empresas analisadas, que o mercado de capitais brasileiro apresenta certa ineficiência, tanto na forma fraca quanto na forma semi-forte. Esta conclusão fundamenta-se na possibilidade de obtenção de retornos anormais, acima do mercado (Ibovespa, por exemplo), tanto com modelos univariados de previsão, que se baseiam apenas em informações passadas dos retornos dos ativos (ineficiência na forma fraca), quanto com modelos multivariados de previsão, que utilizam informações públicas e relevantes (ineficiência na forma semi-forte).

Portanto, sobre o seguinte questionamento “A análise de indicadores contábeis/financeiros amplia a capacidade de previsão dos retornos de ações?” pode-se concluir que a inclusão de indicadores contábeis/financeiros em modelos multivariados de previsão amplia sim a capacidade de previsão dos retornos das ações, principalmente para previsões de longo prazo e quando as séries em análise possuem maior número de observações.

Todos os resultados que indicam contribuição dos índices contábeis/financeiros para a melhoria dos retornos das ações são corroborados pelos resultados apresentados nos trabalhos de O’Halon (1991); Jindrichovsha (2001); Mahmood e Fatah (2001); Araujo Junior (2009); Carvalhal (2010); e Campos, Lamounier e Bressan (2011).

Como uma limitação, esta pesquisa não abordou os custos das operações de compra e venda de ações, tampouco os impostos incidentes sobre os ganhos, o que dependendo do montante do investimento realizado, pode interferir nos retornos apresentados. Outra limitação se deve ao período de tempo analisado, que envolveu uma época de crise econômica mundial, interferindo nas variâncias dos retornos das ações, o que comprometeu os modelos de previsão. Sendo assim, apesar das séries possuírem mais de 50 observações, são indicadas séries mais extensas para melhores especificações e para não haver problemas relacionados à micronumerosidade.

Como sugestão para novas pesquisas, recomenda-se a ampliação da amostra, o que possibilitaria verificar se o comportamento continuaria o mesmo em empresas de países diferentes e com séries temporais mais longas. É sugerido também explorar outros índices contábeis/financeiros derivados de outras demonstrações contábeis, tais como a Demonstração do Fluxo de Caixa (DFC) e a Demonstração do Valor Adicionado (DVA).

## 7 REFERÊNCIAS

ARAÚJO JÚNIOR, J. B. **Modelagem do processo de análise fundamentalista de uma empresa com a utilização de vetores auto-repressivos**. Dissertação apresentada para a obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis do Programa Multiinstitucional e Inter-regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade Federal de Brasília, da Universidade Federal da Paraíba e da Universidade Federal do Rio Grande do Norte: Brasília. 2009.

BALL, R.; BROWN, P. (1968). **An empirical evaluation of accounting income numbers**. *Journal of Accounting Research*, 6(2):159–178.

BAR-YOSEF, S.; CALLEN, J. F.; LIVNAT, J. (1987). **Autoregressive Modeling of Earnings-Investment Causality**. *The Journal of Finance*. vol. XLII, no. 1 Mar 1987.

BARTH, Mary E.; BEAVER, William H.; LANDSMAN, Wayne R. **The relevance of the value- relevance literature for financial accounting standard setting: another view**. *Journal of Accounting and Economics*. v. 31, p. 77-104. 2001.

BATISTELA, F. D; CORRAR, L. J; BERGMANN, D.R; AGUIAR, A. B. **Retornos de Ações e Governança Corporativa: Um Estudo de Eventos**. 4º Congresso USP de Controladoria e Contabilidade. São Paulo. 2004.

BEAVER, W. H. (1968). **The information content of annual earnings announcements**. *Journal of Accounting Research*, 6(2):67–92.

\_\_\_\_\_; MCANALLY, Mary Lea; STINSON, Christopher H. **The information content of earnings and prices: A simultaneous equations approach**, *Journal of Accounting and Economics*, v. 23, n. 1, p. 53-81, May, 1997.

BODIE, Z.; KANE, A.; MARCUS, A. **Investments** 5<sup>th</sup> ed. Boston: McGraw - Hill/Irwin, 2002.

BRESSAN, A. A. **Modelos de Previsão de Preços Aplicados aos Contratos Futuros Agropecuários**. 2001. 163 f. Tese (Doutorado em Economia) – Departamento de Economia, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2001.

BROOKS, C., REW A. G., RITSON, S. **A Trading Strategy Based on the Lead-Lag Relationship between the Spot Index and Futures Contract for the FTSE 100**. *International Journal of Forecasting*, v. 17, n. 1, p. 31-44, Jan./Feb./Mar. 2001.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. 1ª edição. São Paulo: Cengage Learning, 2011. 299 p.

CAMPBELL, L.; SHILLER, R. **Co-integration and Tests of Present Value Models**. *Journal of Political Economy*. v. 95, n. 5, p. 1062 – 1088, 1987.

CAMPOS, O. V; LAMOUNIER, W. M; BRESSAN, V. G. F. **Lucro e os Retornos das Ações: Avaliação da Relevância da Informação Contábil.** XXXV Encontro da ANPAD. Rio de Janeiro. 2011.

CARVALHAL, R. B. D. **Causalidade Entre os Retornos Contábeis e os Retornos do Mercado de Ações Brasileiro.** XXXIV Encontro da ANPAD. Rio de Janeiro. 2010.

CARVALHO, A. G. de. **Efeitos da migração para os níveis de governança da Bovespa.** Trabalho preparado para a Bovespa, São Paulo, 2003.

COMITÊ de Pronunciamentos Contábeis. **Pronunciamento Técnico CPC 00: Estrutura Conceitual para a Elaboração e Apresentação das Demonstrações Contábeis.** Brasília: 11 de janeiro de 2008. Disponível em: <<http://www.cpc.org.br>>. Acessado em: 12/08/2009.

COSTA, F.M.; COSTA, A.C.O.; LOPES, A.B. **Conservadorismo em cinco países da América do Sul.** Revista de Contabilidade & Finanças da Universidade de São Paulo, São Paulo, n. 41, p. 7-19, maio/ago. 2006.

COSTA Jr, N. C. A; MEURER, R; CUPERTINO, C.M. **Existe Alguma Relação entre Retornos Contábeis e Retornos do Mercado de Ações no Brasil?** *Revista Brasileira de Finanças* 2007 Vol. 5, No. 2, pp. 233–245 C 2004. Sociedade Brasileira de Finanças.

DIEBOLD, F. X.; MARIANO, R. S. **Comparing predictive accuracy.** *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(3), 253-263. (1995).

ENDERS, W. **Applied econometric time series.** New York: John Wiley, 2003.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C.W.J. **Co-Integration and Error-Correction: representation, estimation and testing.** *Econometrica*. v. 55, p. 251 – 276, 1987.

FAMA, E. F. **Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work.** *Journal of Finance*, volume 25: May 1970, pp. 383-417.

FONSECA, N. F. **Estratégias de negociação baseadas na existência de efeito de liderança e defasagem entre o índice bovespa e o índice bovespa futuro utilizando dados de alta frequência.** Dissertação apresentada ao Centro de Pós Graduação em Administração da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito para obtenção do Título de Mestre em Administração: Belo Horizonte. 2010.

FOSTER, G. **Financial Statement Analysis.** 2<sup>nd</sup> ed. Prentice Hall, Englewood Cliffs, (1986).

FRANCIS, Jennifer; SCHIPPER, Katherine. **Have financial statements lost their relevance?** *Journal of Accounting Research*, v. 37, n. 2, p. 319-352, 1999.

GALDI, F. C; LOPES, A. B. **Relação de longo prazo e causalidade entre o lucro contábil e o preço das ações: evidências do mercado latino-americano.** *Revista de Administração*, São Paulo, v.43, n.2, p.186-201, abr./maio/jun. 2008

GRANGER, C. W. J. **Investigating casual relations by econometric models and cross-spectral methods.** *Econometrica*, 37(3):424–438., 1969.

GREENE, W. H. **Econometric analysis.** 3<sup>rd</sup> ed. New Jersey: Prentice-Hall, 1997.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica.** 4<sup>a</sup> edição. Makron Books do Brasil Editora Ltda. São Paulo. 2006.

HARVEY, D; LEYBOURNE, S; NEWBOLD, P. **Testing the equality of prediction mean squared errors.** *International Journal of Forecasting*, 13(2), 281-291. (1997).

HEIJ, C.; BOER, P.; FRANSES, P., H.; KLOEK, T.; DIJK, H. K. **Econometric Methods with Applications in Business and Economics.** Rotterdam: Oxford Press. 2004. 816 p.

HAUGEN, R.A. **Modern Investment Theory.** 5<sup>th</sup> ed. Nova Jersey: Prentice-Hall, 2001.

HOLDEN, K; PEEL, D.A; THOMPSON, J.L. **Economic forecasting: an introduction.** Cambridge University Press. 1990.

JINDRICHOVSKA, I. **The relationship between accounting numbers and returns: some empirical evidence from the emerging market of the Czech Republic.** *The European Accounting Review*. 10:1, 107–131. 2001.

LAMOUNIER, W. M. **O Comportamento dos Preços no Mercado Spot de Café: Uma Análise dos Domínios do Tempo e da Frequência.** Viçosa: UFV. Tese (Doutorado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa, 2001.

LITTERMAN, R. **Forecasting with Bayesian Vector Auto-regressions – Five years of experience.** *Journal of Business and Economic Statistics*, 4, 1986, p. 25 – 38.

MATARAZZO, D. C. **Análise financeira de balanços: abordagem básica e gerencial.** 6. ed. São Paulo: Atlas, 2003.

MARTIKAINEN, T.; PUTTONEN V. **Dynamic linkages between stock prices, accrual earnings and cash flows: a co-integration analysis.** *Annals of Operations Research*, 45, 1993. 319-332

MAHMOOD, W. M. W.; FATAH, F. S. A. **Multivariate Causal Estimates of Dividend Yields, Price Earning Ratio and Expected Stock Returns: Experience from Malaysia.** 15th Annual Conference on Pacific Basin Finance, Economic, Accounting and Management in Equatorial Hotel, Ho Chi Minh City, Vietnam on the 20 -21st July, 2007.

MILTERSTEINER, M. R. **A Validade Estatística do Uso de Índices Fundamentalistas no Mercado de Capitais Brasileiro: um estudo aplicado ao setor bancário.** Dissertação de mestrado apresentada no curso de engenharia de produção da UFSC, Florianópolis-SC, 2003. Disponível em: <<http://www.tede.ufsc.br/teses/PEPS3633.pdf>> Acesso em: 14 de julho de 2011.

O'HANLON, J. **The relationship in time between annual accounting returns and annual stock market returns in the U.K.** *Journal of Business Finance and Accounting*, 18(3). (1991).

OHLSON, J.A. **Earnings, book values and dividends in equity valuation.** *Contemporary Accounting Research*, Canada, v.11, n.2, p. 661-687, Spring 1995.

\_\_\_\_\_; JUETTNER-NAUROTH, B.E. **Expected EPS and EPS growth as determinants of value.** *Review of Accounting Studies*, The Netherlands, v.10, p. 349-365, 2005.

OLIVEIRA, M. A.; MONTINI, A. A.; BERGMANN, D. R. **Previsão de retornos de ações dos setores Financeiro, de Alimentos, Industrial e de Serviços, por meio de RNA e modelos Arima-Garch.** *Revista de Administração Mackenzie – RAM*. Volume 9, n. 1, 2008, p. 130-156.

\_\_\_\_\_; **Aplicação de Redes Neurais Artificiais na análise de séries temporais econômico-financeiras.** Tese de doutorado apresentada ao departamento de Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, para a obtenção do título de Doutor em Administração. São Paulo-SP, 2007. Disponível em: < <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12139/tde-31012008-112504/pt-br.php> > Acesso em: 4 de junho de 2012.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. **Testing for a unit root in time series regression.** *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

PINDYCK, R.S.; RUBINFELD, D.L. **Econometria: Modelos e previsões.** 4 ed. Rio de Janeiro: Ed. Campos. 2004.

SANTANA, M. H. **O novo mercado e a governança corporativa.** *Revista da CVM*, nº 34, janeiro de 2002, p. 4-8.

SIMS, C.A. **Macroeconomics and Reality.** *Econometrica* 48, 1980. p. 1-48.

SONZA, I. B.; KLOECKNER, G. O. **Co-integração entre o lucro contábil e o preço das ações negociadas pela bovespa: um estudo empírico.** IX Encontro brasileiro de finanças (2009).

VAN DOORNIK, B. F. N. **Modelagem econométrico-financeira de uma empresa baseada em vetores auto-regressivos: uma aplicação à PETROBRAS S.A.** Dissertação apresentada ao mestrado em Administração da Universidade Federal de Brasília como requisito parcial à obtenção do grau de mestre: Brasília. 2007.

TSAY, R. S. **Analysis of Financial Time Series.** Chicago: Wiley Series in Probability and Statistics, 2002.

WATTS, R. L.; ZIMMERMAN, J. L. **Positive accounting theory.** Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall. 1986.

## ANEXOS

### Anexo 1 – Estatística descritiva das variáveis

#### RET

Variable	obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
retambev	70	.07445	.1336391	-.2011	.6088
retbrasilt~c	70	.0265114	.1939818	-.4572	.5381
retbraskem	70	.0164643	.259242	-.6539	.5916
retcemig	70	.0456271	.1546554	-.2723	.5613
reteletrob~s	70	.0273714	.1790001	-.4663	.5884
retgerdau	70	.0528529	.2399294	-1.0066	.5587
retgerdaumet	70	.05323	.2397123	-.9885	.5307
retklabinsa	70	.0201157	.2615982	-.845	.6218
retlightsa	70	-.0128914	.2221376	-.6307	.5341
retlojasam~c	70	.0353329	.2782819	-.8319	.6556
retmarcopolo	70	.05011	.1859333	-.6166	.5477
retpacucar~d	62	.0299984	.1388264	-.2866	.2775
retpetrobras	70	.0470529	.1877693	-.5393	.5727
retrandonp~t	70	.0371586	.2672135	-.9105	.748
retsidnaci~l	70	.0556914	.2340021	-.9892	.5687
retsouzacruz	70	.0733186	.1305991	-.4035	.4943
retsuzanop~l	70	.0134543	.2629759	-.8201	.637
rettelefbr~l	70	.0425643	.1638678	-.5234	.56
retusiminas	70	.02448	.2720412	-1.176	.6687
retvale	70	.0643386	.1702873	-.4998	.5938

#### LC

variable	obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lcambev	71	1.102768	.282979	.6133	1.974
lcbrazilte~c	71	1.028121	.2983413	.3751	1.4019
lcbaskem	71	1.323151	.4563625	.6388	3.0107
lccemig	71	.9165437	.3276607	.4609	1.7276
lceletrobras	71	1.99402	.6530399	.9874	3.8099
lgerdau	71	1.848965	.6547275	.909	3.0346
lgerdaumet	71	2.17008	1.213275	.7677	9.5233
lcklabinsa	71	1.877676	1.113292	.3612	4.8616
lclightsa	71	1.200268	.5914603	.3726	2.646
lclojasame~c	71	1.581466	.4143253	1.0142	3.1656
lcmarcopolo	71	1.830087	.2880062	1.3437	2.6112
lcpacucarcbd	68	1.297466	.2798798	.7055	1.9803
lcpetrobras	71	1.19197	.3889498	.4901	1.9811
lcrandonpart	71	1.741206	.6040578	.014	3.176
lcsidnacio~l	71	1.858361	.7329598	.764	4.4645
lcsouzacruz	71	1.799752	.2805978	1.2906	2.4444
lcsuzanopa~l	71	1.783368	.8583859	.4574	4.8713
lctelefbra~l	71	.8636901	.2512597	.2879	1.6291
lcsusiminas	71	1.709159	.9228437	.445	4.1152
lcvale	71	1.477641	.5431853	.7601	3.4162

## PCT

variable	obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
pctambeve	71	145.0243	82.21336	26.3857	548.328
pctbrasilt~c	71	104.6647	60.77852	27.1857	251.3699
pctbraskem	71	226.2286	236.6164	37.922	1603.219
pctcemig	71	109.6199	58.8193	34.021	208.5259
pcteletrob~s	71	42.97699	22.41376	17.8841	108.9508
pctgerdau	71	145.3364	81.8054	34.4761	339.1441
pctgerdaumet	71	385.6045	229.7965	7.4359	823.9406
pctklabinsa	71	168.3624	81.03028	1.4086	575.2369
pctlightsa	71	110.0649	2032.203	-13218.84	1822.137
pctlojasam~c	71	762.6392	662.3946	66.7166	2384.354
pctmarcopolo	71	156.6011	78.93617	32.4004	350.4181
pctpacucar~d	68	150.4465	52.33552	84.4111	321.6718
pctpetrobras	71	112.5719	45.15789	47.0266	241.8856
pctrandonp~t	71	207.7228	98.30108	1.6703	406.3467
pctsidnaci~l	71	187.968	123.6289	22.4076	450.5491
pctsouzacruz	71	84.46395	25.06466	44.4257	159.296
pctszanop~l	71	127.5188	70.16945	29.2363	315.7861
pcttelefbr~l	71	53.63556	22.55326	19.1906	103.4462
pctusiminas	71	138.0923	102.3648	51.4893	560.3286
pctvale	71	85.4896	38.99399	29.5339	214.6108

## CE

Variable	obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ceambeve	70	38.14298	16.10812	11.0321	91.6918
cebrasilt~c	71	27.78265	18.08363	6.9627	93.2751
cebraskem	71	22.92232	9.021139	9.2037	56.2635
cecemig	71	22.83882	10.59833	8.9559	54.6698
ceeletrobras	71	7.876645	7.856484	2.2717	49.1141
cegerdau	71	31.55416	14.05554	9.2404	64.5124
cegerdaumet	68	23.37552	16.62234	0	63.5437
ceklabinsa	71	28.88121	15.86474	4.2918	95.9497
celightsa	71	29.54457	23.38964	2.6142	88.5019
celojasame~c	71	44.18679	26.6128	7.5279	97.7201
cemarcopolo	71	60.24779	24.40122	18.1154	100
cepacucarcbd	68	50.6683	26.20684	9.8796	100
cepetrobras	71	37.6985	21.67452	11.4287	78.3055
cerandonpart	71	46.72155	23.1898	11.8309	100
cesidnacio~l	71	32.31414	16.55252	6.4196	67.63
cesouzacruz	69	91.36043	19.35194	9.3993	100
cesuzanopa~l	71	28.34718	12.97503	5.8969	77.9793
cetelefbra~l	71	37.40165	25.80467	.1296	92.5374
ceusiminas	71	26.75843	11.72294	7.6671	67.3246
cevale	71	31.82058	18.05262	5.1766	73.5813

## GA

Variable	obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gaambev	71	.5737856	.0898824	.2722	.8232
gabrasilte~c	71	.4353063	.1577444	.117	.7345
gabaskem	71	.5838394	.2237073	.1204	.8906
gacemig	71	.3144493	.1070152	.1424	.449
gaeleetrobras	70	.0980171	.0731365	-.0102	.2212
gagerdau	71	.7207535	.1640306	.4485	1.1379
gagerdaumet	68	.6087647	.3370296	0	1.1314
gaklabinsa	71	.4294578	.1402361	0	.8629
galightsa	71	.5021216	.1594064	.1771	1.0757
galojasame~c	71	1.330139	.3409234	.3915	2.1903
gamarcopolo	71	1.127639	.209809	.2777	1.5632
gapacucarcbd	65	1.38679	.4367947	.33028	2.6705
gapetrobras	71	.6122335	.1492275	.10705	.7882
garandonpart	68	1.155019	.4309508	.0054	1.7216
gasidnacio~l	71	.3403046	.0639744	.2053	.4658
gasouzacruz	68	1.019084	.2969182	.5605	1.6648
gasuzanopa~l	70	.3215233	.0859616	.2217	.6344
gatelefbra~l	71	.5116719	.2316146	.2052	.8506
gausiminas	71	.4671997	.1514828	.2174	.8141
gavale	71	.3393678	.1217475	.184	.6343

## ML

variable	obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
mlambev	71	14.55927	8.443775	-12.5121	32.2475
mlbrasilte~c	71	7.372234	8.04789	-10.504	29.3476
mlbraskem	71	1.897647	9.218948	-41.1281	20.1944
mlcemig	71	14.16945	11.50769	-21.5399	43.8301
mleleetrobras	70	161.411	1055.596	-300.3997	8848.406
mlgerdau	70	9.424621	3.841309	2.0637	16.4723
mlgerdaumet	56	25.95411	116.0927	.7635	837.1561
mlklabinsa	70	6.350198	13.51401	-38.5428	40.9991
mllightsa	71	1.282065	14.51821	-40.7693	22.8308
mllojasame~c	71	3.138732	4.86066	-9.6648	25.0495
mlmarcopolo	71	5.699355	2.898798	-2.0174	10.2035
mlpacucarcbd	65	2.508188	1.205472	.2281	4.8721
mlpetrobras	71	11.98402	8.011842	-32.5859	20.3865
mlrandonpart	68	111.4556	506.7983	-12.5789	3177.64
mlsidnacio~l	71	15.32523	12.06963	-20.9484	51.1869
mlsouzacruz	68	22.95592	6.820384	6.713	42.2067
mlsuzanopa~l	70	12.29851	13.54166	-12.1423	59.5174
mltelefbra~l	71	16.64844	4.510464	6.9109	37.4218
mlusiminas	71	15.06048	9.032062	-21.46901	30.0476
mlvale	71	28.41826	10.26624	9.4115	53.1835

## ROE

Variable	obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
roeambev	71	21.75028	12.64136	-21.916	45.9486
roebrasilt~c	71	5.686121	7.668297	-21.0672	21.6726
roebraskem	71	1.917976	26.31877	-138.6318	94.154
roecemig	71	11.10642	10.44872	-16.5204	27.7551
roeeletrob~s	70	2.846923	2.42113	-5.5024	7.4121
roegerdau	71	20.06556	13.38394	3.2775	56.36
roegerdaumet	68	22.17022	13.80909	2.5318	59.1094
roeklabinsa	71	8.782294	21.16013	-35.4898	101.627
roelightsa	71	-11203.71	94388.93	-795337	51.5814
roelojasam~c	71	30.50527	27.89425	-20.9631	89.3759
roemarcopolo	71	17.66133	9.273021	-4.8771	35.357
roepacucar~d	64	9.890997	6.179105	.8223	23.7908
roepetrobras	71	20.91343	13.03883	-1.2658	46.777
roerandonp~t	68	18.34278	20.55793	-23.8611	60.9912
roesidnaci~l	71	20.38092	18.88909	-14.3107	81.2983
roesouzacruz	68	44.66851	17.79193	9.9826	90.676
roesuzanop~l	70	10.28688	10.48163	-11.745	36.1204
roetelefbr~l	71	14.03839	7.099075	2.3011	27.0597
roeusiminas	71	18.88125	16.82395	-23.8368	64.7604
roevale	71	22.02337	13.39645	2.9985	49.4677

## Anexo 2 – Saída do programa Stata® - Teste de Dickey-Fuller Expandido para as séries dos retornos das ações (RET)

```
. dfuller retambev, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root				
	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-6.729	-3.553	-2.915	-2.592
Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0000				

```
. dfuller retbrasiltelec, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root				
	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-6.935	-3.553	-2.915	-2.592
Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0000				

<b>. dfuller retbraskem, lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller		10% Critical Value	
		5% Critical Value			
z(t)	<b>-5.816</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>	
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0000</b>					
<b>. dfuller retcemig, lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller		10% Critical Value	
		5% Critical Value			
z(t)	<b>-7.819</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>	
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0000</b>					
<b>. dfuller reteletrobras, lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller		10% Critical Value	
		5% Critical Value			
z(t)	<b>-7.247</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>	
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0000</b>					
<b>. dfuller retgerdau, lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller		10% Critical Value	
		5% Critical Value			
z(t)	<b>-5.965</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>	
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0000</b>					
<b>. dfuller retgerdaumet, lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller		10% Critical Value	
		5% Critical Value			
z(t)	<b>-5.838</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>	
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0000</b>					

<b>. dfuller retklabinsa, lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs =		<b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
z(t)	<b>-6.071</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0000</b>				
<b>. dfuller retlightsa, lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs =		<b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
z(t)	<b>-5.875</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0000</b>				
<b>. dfuller retlojasameric, lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs =		<b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
z(t)	<b>-6.668</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0000</b>				
<b>. dfuller retmarcopolo, lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs =		<b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
z(t)	<b>-6.681</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0000</b>				
<b>. dfuller retpacucarcdb, lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs =		<b>61</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
z(t)	<b>-6.605</b>	<b>-3.565</b>	<b>-2.921</b>	<b>-2.596</b>
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0000</b>				

<b>. dfuller retpetrobras, lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value		
z(t)	<b>-6.308</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>	
Mackinnon approximate p-value for z(t) =					<b>0.0000</b>

  

<b>. dfuller retrandonpart, lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value		
z(t)	<b>-5.894</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>	
Mackinnon approximate p-value for z(t) =					<b>0.0000</b>

  

<b>. dfuller retsidnacional, lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value		
z(t)	<b>-6.455</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>	
Mackinnon approximate p-value for z(t) =					<b>0.0000</b>

<b>. dfuller retsouzacruz, lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value		
z(t)	<b>-7.976</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>	
Mackinnon approximate p-value for z(t) =					<b>0.0000</b>

  

<b>. dfuller retsuzanopapel, lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value		
z(t)	<b>-5.339</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>	
Mackinnon approximate p-value for z(t) =					<b>0.0000</b>

<b>. dfuller rettelefbrasil, lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs =	<b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
z(t)	<b>-7.123</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0000</b>				
<b>. dfuller retusiminas, lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs =	<b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
z(t)	<b>-6.098</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0000</b>				
<b>. dfuller retvale, lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs =	<b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
z(t)	<b>-6.790</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0000</b>				

**Anexo 3 – Saída do programa Stata® - Teste Phillips-Perron para as séries dos retornos das ações (RET)**

<b>. pperron retambev</b>				
Phillips-Perron test for unit root			Number of obs =	<b>69</b>
			Newey-west lags =	<b>3</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
z(rho)	<b>-40.774</b>	<b>-19.242</b>	<b>-13.452</b>	<b>-10.814</b>
z(t)	<b>-6.786</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0000</b>				

<b>. pperron retbrasiltelec</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>69</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	<b>-48.424</b>	<b>-19.242</b>	<b>-13.452</b>	<b>-10.814</b>
Z(t)	<b>-6.862</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0000</b>				
<b>. pperron retbraskem</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>69</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	<b>-39.349</b>	<b>-19.242</b>	<b>-13.452</b>	<b>-10.814</b>
Z(t)	<b>-5.682</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0000</b>				
<b>. pperron retcemig</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>69</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	<b>-52.553</b>	<b>-19.242</b>	<b>-13.452</b>	<b>-10.814</b>
Z(t)	<b>-7.955</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0000</b>				
<b>. pperron reteleetrobras</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>69</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	<b>-47.185</b>	<b>-19.242</b>	<b>-13.452</b>	<b>-10.814</b>
Z(t)	<b>-7.291</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0000</b>				
<b>. pperron retgerdau</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>69</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	<b>-42.353</b>	<b>-19.242</b>	<b>-13.452</b>	<b>-10.814</b>
Z(t)	<b>-5.859</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0000</b>				

```
. pperron retgerdaumet
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = 69  
Newey-west lags = 3

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-40.100	-19.242	-13.452
Z(t)	-5.697	-3.553	-2.915

Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0000

```
. pperron retklabinsa
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = 69  
Newey-west lags = 3

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-41.714	-19.242	-13.452
Z(t)	-5.966	-3.553	-2.915

Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0000

```
. pperron retlightsa
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = 69  
Newey-west lags = 3

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-40.538	-19.242	-13.452
Z(t)	-5.790	-3.553	-2.915

Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0000

```
. pperron retlojasameric
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = 69  
Newey-west lags = 3

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-50.219	-19.242	-13.452
Z(t)	-6.631	-3.553	-2.915

Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0000

```
. pperron retmarcopolo
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = 69  
Newey-west lags = 3

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-45.866	-19.242	-13.452
Z(t)	-6.616	-3.553	-2.915

Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0000

```
. pperron retpacucarcbd
```

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>61</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-44.244</b>	<b>-19.098</b>	<b>-13.388</b>	<b>-10.766</b>
Z(t)	<b>-6.520</b>	<b>-3.565</b>	<b>-2.921</b>	<b>-2.596</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0000**

```
. pperron retpetrobras
```

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>69</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-42.784</b>	<b>-19.242</b>	<b>-13.452</b>	<b>-10.814</b>
Z(t)	<b>-6.206</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0000**

```
. pperron retrandonpart
```

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>69</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-39.192</b>	<b>-19.242</b>	<b>-13.452</b>	<b>-10.814</b>
Z(t)	<b>-5.798</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0000**

```
. pperron retsidnacional
```

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>69</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-45.666</b>	<b>-19.242</b>	<b>-13.452</b>	<b>-10.814</b>
Z(t)	<b>-6.324</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0000**

```
. pperron retsouzacruz
```

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>69</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-48.860</b>	<b>-19.242</b>	<b>-13.452</b>	<b>-10.814</b>
Z(t)	<b>-8.420</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0000**

<b>. pperron retsuzanopapel</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>69</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	<b>-37.437</b>	<b>-19.242</b>	<b>-13.452</b>	<b>-10.814</b>
Z(t)	<b>-5.251</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0000</b>				
<b>. pperron rettelefbrasil</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>69</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	<b>-41.531</b>	<b>-19.242</b>	<b>-13.452</b>	<b>-10.814</b>
Z(t)	<b>-7.322</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0000</b>				
<b>. pperron retusiminas</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>69</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	<b>-41.984</b>	<b>-19.242</b>	<b>-13.452</b>	<b>-10.814</b>
Z(t)	<b>-5.983</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0000</b>				
<b>. pperron retvale</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>69</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	<b>-42.617</b>	<b>-19.242</b>	<b>-13.452</b>	<b>-10.814</b>
Z(t)	<b>-6.790</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0000</b>				

**Anexo 4 – Saída do programa Stata® - Teste de Dickey-Fuller Expandido para as séries de Líquides Corrente (LC)**

<b>. dfuller lcambev, lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	= <b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller	5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-3.633		-2.915	-2.592
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0052</b>				
<b>. dfuller lbrasilelec, lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	= <b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller	5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-3.507		-2.915	-2.592
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0078</b>				
<b>. dfuller lbraskem, drift lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	= <b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	z(t) has t-distribution	5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-2.569		-1.668	-1.294
p-value for z(t) = <b>0.0062</b>				
<b>. dfuller lccemig, trend lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	= <b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller	5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-4.172		-3.481	-3.169
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0049</b>				
<b>. dfuller lceletrobras, lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	= <b>69</b>
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller	5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-7.032		-2.915	-2.592
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0000</b>				

<b>. dfuller lcgerdaumet, lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>69</b>
	Test Statistic	_____	Interpolated Dickey-Fuller	_____	
		1% Critical value	5% Critical value	10% Critical value	
z(t)	<b>-3.958</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>	
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0016</b>					
<b>. dfuller lcklabinsa, drift lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>69</b>
	Test Statistic	_____	z(t) has t-distribution	_____	
		1% Critical value	5% Critical value	10% Critical value	
z(t)	<b>-1.813</b>	<b>-2.383</b>	<b>-1.668</b>	<b>-1.294</b>	
p-value for z(t) = <b>0.0372</b>					
<b>. dfuller lclightsa, drift lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>69</b>
	Test Statistic	_____	z(t) has t-distribution	_____	
		1% Critical value	5% Critical value	10% Critical value	
z(t)	<b>-2.267</b>	<b>-2.383</b>	<b>-1.668</b>	<b>-1.294</b>	
p-value for z(t) = <b>0.0133</b>					
<b>. dfuller lclojasameric, lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>69</b>
	Test Statistic	_____	Interpolated Dickey-Fuller	_____	
		1% Critical value	5% Critical value	10% Critical value	
z(t)	<b>-4.059</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>	
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0011</b>					
<b>. dfuller lcmarcopolo, lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>69</b>
	Test Statistic	_____	Interpolated Dickey-Fuller	_____	
		1% Critical value	5% Critical value	10% Critical value	
z(t)	<b>-3.126</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>	
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0247</b>					

```
. dfuller lcpacucarcbd, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **67**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-3.088</b>	<b>-3.556</b>	<b>-2.916</b>	<b>-2.593</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0275**

```
. dfuller lcrandonpart, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **69**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-3.977</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0015**

```
. dfuller lcsouzacruz, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **69**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-4.524</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0002**

```
. dfuller lcsuzanopapel, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **69**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-4.301</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0004**

```
. dfuller lctelefbrasil, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **69**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-3.240</b>	<b>-3.553</b>	<b>-2.915</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0178**

```
. dfuller lcvale, drift lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root				
	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Number of obs = 69				
Newey-west lags = 3				
Z(t) has t-distribution				
z(t)	-2.446	-2.383	-1.668	-1.294

p-value for z(t) = 0.0085

**Anexo 5 – Saída do programa Stata® - Teste Phillips-Perron para as séries de Líquides Corrente (LC)**

```
. pperron lcambev
```

Phillips-Perron test for unit root				
	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Number of obs = 70				
Newey-west lags = 3				
Interpolated Dickey-Fuller				
z(rho)	-23.028	-19.260	-13.460	-10.820
z(t)	-3.681	-3.552	-2.914	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0044

```
. pperron lcbraziltelec
```

Phillips-Perron test for unit root				
	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Number of obs = 70				
Newey-west lags = 3				
Interpolated Dickey-Fuller				
z(rho)	-17.485	-19.260	-13.460	-10.820
z(t)	-3.222	-3.552	-2.914	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0188

```
. pperron lccemig, trend
```

Phillips-Perron test for unit root				
	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Number of obs = 69				
Newey-west lags = 3				
Interpolated Dickey-Fuller				
z(rho)	-27.971	-26.346	-20.142	-17.066
z(t)	-4.120	-4.108	-3.481	-3.169

Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0059

<b>. pperron lceleetrobras</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>70</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-57.130</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-7.018</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0000</b>				
<b>. pperron lgerdaumet</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>70</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-19.570</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-3.713</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0039</b>				
<b>. pperron lclojasameric</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>70</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-27.648</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-4.101</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0010</b>				
<b>. pperron lmarcopolo</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>70</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-18.477</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-3.213</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0193</b>				
<b>. pperron lpacucarcbd</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>67</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-18.199</b>	<b>-19.206</b>	<b>-13.436</b>	<b>-10.802</b>
Z(t)	<b>-3.206</b>	<b>-3.556</b>	<b>-2.916</b>	<b>-2.593</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0197</b>				

<b>. pperron lcrandonpart</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>70</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller
Z(rho)	<b>-32.174</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-4.500</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0002</b>				
<b>. pperron lcsouzacruz</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>70</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller
Z(rho)	<b>-27.727</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-4.363</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0003</b>				
<b>. pperron lcsuzanopapel</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>70</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller
Z(rho)	<b>-19.997</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-4.357</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0004</b>				
<b>. pperron lctelefbrasil</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>70</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller
Z(rho)	<b>-14.625</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-3.081</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0280</b>				

**Anexo 6 – Saída do programa Stata® - Teste de Dickey-Fuller Expandido para as séries de Participação de Capital de Terceiros (PCT)**

<b>. dfuller pctambev, lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>70</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
z(t)	<b>-3.788</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>	
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0030</b>					

  

<b>. dfuller pctbrasiltelec, drift lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>69</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	z(t) has t-distribution 5% Critical Value	10% Critical Value	
z(t)	<b>-1.721</b>	<b>-2.383</b>	<b>-1.668</b>	<b>-1.294</b>	
p-value for z(t) = <b>0.0450</b>					

  

<b>. dfuller pctbraskem, lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>70</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
z(t)	<b>-4.075</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>	
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0011</b>					

<b>. dfuller pcteetrobras, lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>70</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
z(t)	<b>-4.424</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>	
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0003</b>					

<b>. dfuller pctgerdau, drift lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>69</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	z(t) has t-distribution 5% Critical Value	10% Critical Value	
z(t)	<b>-2.035</b>	<b>-2.383</b>	<b>-1.668</b>	<b>-1.294</b>	
p-value for z(t) = <b>0.0229</b>					

```
. dfuller pctgerdaumet, lags(0)
Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =       70
      Test Statistic      _____ Interpolated Dickey-Fuller _____
                          1% Critical  5% Critical  10% Critical
                          Value       Value       Value
z(t)                    -4.137      -3.552      -2.914      -2.592
Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0008
```

```
. dfuller pctklabinsa, lags(0)
Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =       70
      Test Statistic      _____ Interpolated Dickey-Fuller _____
                          1% Critical  5% Critical  10% Critical
                          Value       Value       Value
z(t)                    -3.036      -3.552      -2.914      -2.592
Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0316
```

```
. dfuller pctlightsa, lags(0)
Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =       70
      Test Statistic      _____ Interpolated Dickey-Fuller _____
                          1% Critical  5% Critical  10% Critical
                          Value       Value       Value
z(t)                    -4.996      -3.552      -2.914      -2.592
Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0000
```

```
. dfuller pctmarcopolo, drift lags(0)
Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =       69
      Test Statistic      _____ z(t) has t-distribution _____
                          1% Critical  5% Critical  10% Critical
                          Value       Value       Value
z(t)                    -1.746      -2.383      -1.668      -1.294
p-value for z(t) = 0.0427
```

```
. dfuller pctpetrobras, drift lags(0)
Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =       69
      Test Statistic      _____ z(t) has t-distribution _____
                          1% Critical  5% Critical  10% Critical
                          Value       Value       Value
z(t)                    -1.962      -2.383      -1.668      -1.294
p-value for z(t) = 0.0270
```

<b>. dfuller pctsidadnacional, trend lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	= 69
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-4.022	-4.108	-3.481	-3.169
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0082</b>				
<b>. dfuller pctsouzacruz, lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	= 70
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-3.756	-3.552	-2.914	-2.592
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0034</b>				
<b>. dfuller pctsuzanopapel, lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	= 70
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-4.451	-3.552	-2.914	-2.592
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0002</b>				
<b>. dfuller pcttelefbrasil, trend lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	= 69
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-4.623	-4.108	-3.481	-3.169
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0009</b>				
<b>. dfuller pctusiminas, drift lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	= 69
	Test Statistic	1% Critical Value	z(t) has t-distribution 5% Critical Value	10% Critical value
z(t)	-2.549	-2.383	-1.668	-1.294
p-value for z(t) = <b>0.0065</b>				

```
. dfuller pctvale, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 70

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-3.237	-3.552	-2.914	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0179**

**Anexo 7 – Saída do programa Stata® - Teste Phillips-Perron para as séries de Participação de Capital de Terceiros (PCT)**

```
. pperron pctambev
```

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = 70  
Newey-west lags = 3

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(rho)	-20.754	-19.260	-13.460	-10.820
z(t)	-3.607	-3.552	-2.914	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0056**

```
. pperron pctbraskem
```

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = 70  
Newey-west lags = 3

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(rho)	-25.283	-19.260	-13.460	-10.820
z(t)	-3.962	-3.552	-2.914	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0016**

```
. pperron pcteletrobras
```

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = 70  
Newey-west lags = 3

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(rho)	-30.627	-19.260	-13.460	-10.820
z(t)	-4.230	-3.552	-2.914	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0006**

<b>. pperron pctgerdaumet</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>70</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-22.654</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-3.890</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0021</b>				
<b>. pperron pctklabinsa</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>70</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-16.552</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-3.040</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0313</b>				
<b>. pperron pctlightsa</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>70</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-35.192</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-4.891</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0000</b>				
<b>. pperron pctsidnacional, trend</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>69</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-25.447</b>	<b>-26.346</b>	<b>-20.142</b>	<b>-17.066</b>
Z(t)	<b>-3.875</b>	<b>-4.108</b>	<b>-3.481</b>	<b>-3.169</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0131</b>				
<b>. pperron pctsouzacruz</b>				
Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		<b>70</b>
		Newey-west lags =		<b>3</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-19.031</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-3.386</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = <b>0.0115</b>				

```

. pperron pctszuanopapel
Phillips-Perron test for unit root           Number of obs   =       70
                                             Newey-west lags =       3

                Test Statistic          _____ Interpolated Dickey-Fuller _____
                |                        | 1% Critical | 5% Critical | 10% Critical |
                |                        | Value     | Value     | Value     |
-----+-----+-----+-----+-----+-----
Z(rho)          -28.262                 -19.260     -13.460     -10.820
Z(t)            -4.334                  -3.552      -2.914      -2.592
-----+-----+-----+-----+-----
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0004

```

```

. pperron pcttelefbrasil, trend
Phillips-Perron test for unit root           Number of obs   =       69
                                             Newey-west lags =       3

                Test Statistic          _____ Interpolated Dickey-Fuller _____
                |                        | 1% Critical | 5% Critical | 10% Critical |
                |                        | Value     | Value     | Value     |
-----+-----+-----+-----+-----
Z(rho)          -32.244                 -26.346     -20.142     -17.066
Z(t)            -4.497                  -4.108      -3.481      -3.169
-----+-----+-----+-----+-----
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0015

```

```

. pperron pctvale
Phillips-Perron test for unit root           Number of obs   =       70
                                             Newey-west lags =       3

                Test Statistic          _____ Interpolated Dickey-Fuller _____
                |                        | 1% Critical | 5% Critical | 10% Critical |
                |                        | Value     | Value     | Value     |
-----+-----+-----+-----+-----
Z(rho)          -12.528                 -19.260     -13.460     -10.820
Z(t)            -2.819                  -3.552      -2.914      -2.592
-----+-----+-----+-----+-----
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0556

```

**Anexo 8 – Saída do programa Stata® - Teste de Dickey-Fuller Expandido para as séries de Composição do endividamento (CE)**

```

. dfuller ceambeve, drift lags(0)
Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =       68

                Test Statistic          _____ z(t) has t-distribution _____
                |                        | 1% Critical | 5% Critical | 10% Critical |
                |                        | Value     | Value     | Value     |
-----+-----+-----+-----+-----
Z(t)            -2.301                  -2.384      -1.668      -1.295
-----+-----+-----+-----+-----
p-value for Z(t) = 0.0123

```

```
. dfuller cebrasiltelec, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 70

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
$z(t)$	-2.847	-3.552	-2.914

Mackinnon approximate p-value for  $z(t)$  = **0.0519**

```
. dfuller cebraskem, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 70

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
$z(t)$	-3.482	-3.552	-2.914

Mackinnon approximate p-value for  $z(t)$  = **0.0085**

```
. dfuller cecemig, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 70

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
$z(t)$	-4.805	-3.552	-2.914

Mackinnon approximate p-value for  $z(t)$  = **0.0001**

```
. dfuller ceeleetrobras, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 70

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
$z(t)$	-6.736	-3.552	-2.914

Mackinnon approximate p-value for  $z(t)$  = **0.0000**

```
. dfuller cegerdau, drift lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 69

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
$z(t)$	-2.003	-2.383	-1.668

p-value for  $z(t)$  = **0.0246**

```
. dfuller cegerdaumet, drift lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 65

	Test Statistic	1% Critical Value	z(t) has t-distribution 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-3.064</b>	<b>-2.387</b>	<b>-1.669</b>	<b>-1.295</b>

p-value for z(t) = **0.0016**

```
. dfuller ceklabinsa, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 70

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-3.669</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0046**

```
. dfuller celightsa, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 70

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-3.727</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0038**

```
. dfuller celojasameric, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 70

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-3.149</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0231**

```
. dfuller cemarcopolo, drift lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 69

	Test Statistic	1% Critical Value	z(t) has t-distribution 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-2.127</b>	<b>-2.383</b>	<b>-1.668</b>	<b>-1.294</b>

p-value for z(t) = **0.0186**

```
. dfuller cepacucarcbd, drift lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 67		
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	Z(t) has t-distribution
z(t)	-2.313	-2.385	-1.669	-1.295

p-value for z(t) = 0.0119

```
. dfuller cerandonpart, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 70		
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller
z(t)	-2.950	-3.552	-2.914	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0398

```
. dfuller cesidnacional, trend lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 69		
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller
z(t)	-3.826	-4.108	-3.481	-3.169

Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0153

```
. dfuller cesouzacruz, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 68		
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller
z(t)	-3.255	-3.555	-2.916	-2.593

Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0170

```
. dfuller cesuzanopapel, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 70		
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller
z(t)	-3.451	-3.552	-2.914	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0093

<b>. dfuller cetelefbrasil, lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs =	<b>70</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-4.155</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0008</b>				
<b>. dfuller ceusiminas, lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs =	<b>70</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-4.318</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0004</b>				
<b>. dfuller cevale, trend lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs =	<b>69</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-4.113</b>	<b>-4.108</b>	<b>-3.481</b>	<b>-3.169</b>
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0060</b>				

**Anexo 9 – Saída do programa Stata® - Teste Phillips-Perron para as séries de Composição do Endividamento (CE)**

<b>. pperron cebraskem</b>				
Phillips-Perron test for unit root			Number of obs =	<b>70</b>
			Newey-west lags =	<b>3</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(rho)	<b>-19.210</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
z(t)	<b>-3.277</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0159</b>				

**. pperron cecemig**

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = 70  
Newey-west lags = 3

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-35.640	-19.260	-13.460	-10.820
Z(t)	-4.811	-3.552	-2.914	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0001**

**. pperron ceeleetrobras**

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = 70  
Newey-west lags = 3

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-24.373	-19.260	-13.460	-10.820
Z(t)	-8.420	-3.552	-2.914	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0000**

**. pperron ceklabinsa**

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = 70  
Newey-west lags = 3

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-21.301	-19.260	-13.460	-10.820
Z(t)	-3.533	-3.552	-2.914	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0072**

**. pperron celightsa**

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = 70  
Newey-west lags = 3

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-20.750	-19.260	-13.460	-10.820
Z(t)	-3.726	-3.552	-2.914	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0038**

```
. pperron celojasameric
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = **70**  
Newey-west lags = **3**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-17.482</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-3.216</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0191**

```
. pperron cerandonpart, trend
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = **69**  
Newey-west lags = **3**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-24.326</b>	<b>-26.346</b>	<b>-20.142</b>	<b>-17.066</b>
Z(t)	<b>-3.739</b>	<b>-4.108</b>	<b>-3.481</b>	<b>-3.169</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0199**

```
. pperron cesidnacional, trend
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = **69**  
Newey-west lags = **3**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-24.756</b>	<b>-26.346</b>	<b>-20.142</b>	<b>-17.066</b>
Z(t)	<b>-3.813</b>	<b>-4.108</b>	<b>-3.481</b>	<b>-3.169</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0159**

```
. pperron cesouzacruz
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = **68**  
Newey-west lags = **3**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical value	5% Critical value	10% Critical value
Z(rho)	<b>-19.025</b>	<b>-19.224</b>	<b>-13.444</b>	<b>-10.808</b>
Z(t)	<b>-3.271</b>	<b>-3.555</b>	<b>-2.916</b>	<b>-2.593</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0162**

```
. pperron cesuzanopapel
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = 70  
Newey-west lags = 3

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical value	5% Critical value	10% Critical value
Z(rho)	<b>-17.790</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-3.309</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0145**

```
. pperron cetelefbrasil
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = 70  
Newey-west lags = 3

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical value	5% Critical value	10% Critical value
Z(rho)	<b>-26.724</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-4.169</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0007**

```
. pperron ceusiminas
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = 70  
Newey-west lags = 3

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical value	5% Critical value	10% Critical value
Z(rho)	<b>-28.660</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-4.211</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0006**

```
. pperron cevale, trend
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = 69  
Newey-west lags = 3

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical value	5% Critical value	10% Critical value
Z(rho)	<b>-26.599</b>	<b>-26.346</b>	<b>-20.142</b>	<b>-17.066</b>
Z(t)	<b>-4.046</b>	<b>-4.108</b>	<b>-3.481</b>	<b>-3.169</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0075**

Anexo 10 – Saída do programa Stata® - Teste de Dickey-Fuller Expandido para as séries de Giro do Ativo (GA)

```
. dfuller gaambev, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 70

Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-4.878	-3.552	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0000**

```
. dfuller gaeletrobras, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 68

Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-3.221	-3.555	-2.593

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0188**

```
. dfuller gagerdaumet, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 66

Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-3.369	-3.558	-2.594

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0121**

```
. dfuller gaklabinsa, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 70

Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-3.421	-3.552	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0103**

```
. dfuller galightsa, trend lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 69

Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-3.703	-4.108	-3.169

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0221**

```
. dfuller galojasameric, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 70		
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 10% Critical Value	
z(t)	-3.381	-3.552	-2.914	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0116**

```
. dfuller gamarcopolo, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 70		
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 10% Critical Value	
z(t)	-3.157	-3.552	-2.914	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0226**

```
. dfuller gapacucarcbd, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 63		
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 10% Critical Value	
z(t)	-3.119	-3.562	-2.920	-2.595

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0252**

```
. dfuller garandonpart, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 66		
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 10% Critical Value	
z(t)	-3.546	-3.558	-2.917	-2.594

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0069**

```
. dfuller gasuzanopapel, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 68		
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 10% Critical Value	
z(t)	-5.811	-3.555	-2.916	-2.593

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0000**

```

. dfuller gavale, trend lags(0)
Dickey-Fuller test for unit root           Number of obs   =       69
                                             Newey-west lags =
Test Statistic      Interpolated Dickey-Fuller
                    1% Critical  5% Critical  10% Critical
                    Value       Value       Value
-----
z(t)                -3.887      -4.108      -3.481      -3.169
Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0126

```

**Anexo 11 – Saída do programa Stata® - Teste Phillips-Perron para as séries de Giro do Ativo (GA)**

```

. pperron gaambev
Phillips-Perron test for unit root           Number of obs   =       70
                                             Newey-west lags =        3
Test Statistic      Interpolated Dickey-Fuller
                    1% Critical  5% Critical  10% Critical
                    Value       Value       Value
-----
z(rho)              -35.562     -19.260     -13.460     -10.820
z(t)                 -4.871       -3.552       -2.914       -2.592
Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0000

```

```

. pperron gagerdaumet
Phillips-Perron test for unit root           Number of obs   =       66
                                             Newey-west lags =        3
Test Statistic      Interpolated Dickey-Fuller
                    1% Critical  5% Critical  10% Critical
                    Value       Value       Value
-----
z(rho)              -14.161     -19.188     -13.428     -10.796
z(t)                 -3.076       -3.558       -2.917       -2.594
Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0284

```

```

. pperron gaklabinsa
Phillips-Perron test for unit root           Number of obs   =       70
                                             Newey-west lags =        3
Test Statistic      Interpolated Dickey-Fuller
                    1% Critical  5% Critical  10% Critical
                    Value       Value       Value
-----
z(rho)              -20.970     -19.260     -13.460     -10.820
z(t)                 -3.426       -3.552       -2.914       -2.592
Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0101

```

**. pperron galightsa, trend**

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = **69**  
Newey-west lags = **3**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(rho)	<b>-23.191</b>	<b>-26.346</b>	<b>-20.142</b>	<b>-17.066</b>
z(t)	<b>-3.712</b>	<b>-4.108</b>	<b>-3.481</b>	<b>-3.169</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0216**

**. pperron galojasameric**

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = **70**  
Newey-west lags = **3**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(rho)	<b>-14.371</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
z(t)	<b>-3.124</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0248**

**. pperron gamarcopolo**

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = **70**  
Newey-west lags = **3**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(rho)	<b>-16.510</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
z(t)	<b>-3.051</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0304**

**. pperron gapacucarcbd**

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = **63**  
Newey-west lags = **3**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(rho)	<b>-8.999</b>	<b>-19.134</b>	<b>-13.404</b>	<b>-10.778</b>
z(t)	<b>-3.135</b>	<b>-3.562</b>	<b>-2.920</b>	<b>-2.595</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0241**

```
. pperron garandonpart
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = **66**  
Newey-west lags = **3**

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-13.732</b>	<b>-19.188</b>	<b>-13.428</b>
Z(t)	<b>-3.386</b>	<b>-3.558</b>	<b>-2.917</b>

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0115**

```
. pperron gasuzanopapel
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = **68**  
Newey-west lags = **3**

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-45.130</b>	<b>-19.224</b>	<b>-13.444</b>
Z(t)	<b>-5.776</b>	<b>-3.555</b>	<b>-2.916</b>

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0000**

```
. pperron gavale, trend
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = **69**  
Newey-west lags = **3**

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-21.866</b>	<b>-26.346</b>	<b>-20.142</b>
Z(t)	<b>-3.637</b>	<b>-4.108</b>	<b>-3.481</b>

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0269**

**Anexo 12 – Saída do programa Stata® - Teste de Dickey-Fuller Expandido para as séries de Margem Líquida (ML)**

```
. dfuller mlambeve, drift lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = **68**

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	<b>-1.772</b>	<b>-2.384</b>	<b>-1.668</b>

p-value for Z(t) = **0.0405**

```
. dfuller mlbrasiltelec, lags(0)
Dickey-Fuller test for unit root          Number of obs   =          70

```

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-3.521	-3.552	-2.914	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0075**

```
. dfuller mlbraskem, lags(0)
Dickey-Fuller test for unit root          Number of obs   =          70

```

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-3.305	-3.552	-2.914	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0147**

```
. dfuller mlcemig, lags(0)
Dickey-Fuller test for unit root          Number of obs   =          70

```

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-3.220	-3.552	-2.914	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0189**

```
. dfuller mleleetrobras, lags(0)
Dickey-Fuller test for unit root          Number of obs   =          68

```

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-8.242	-3.555	-2.916	-2.593

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0000**

```
. dfuller mlgerdau, lags(0)
Dickey-Fuller test for unit root          Number of obs   =          68

```

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-3.337	-3.555	-2.916	-2.593

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0133**

```
. dfuller m1gerdaumet, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 50

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-5.279	-3.580	-2.930	-2.600

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0000**

```
. dfuller m1klabinsa, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 68

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-3.494	-3.555	-2.916	-2.593

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0081**

```
. dfuller m1lightsa, drift lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 68

	Test Statistic	1% Critical Value	z(t) has t-distribution 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-1.930	-2.384	-1.668	-1.295

p-value for z(t) = **0.0290**

```
. dfuller m1lojasameric, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 70

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-3.580	-3.552	-2.914	-2.592

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0061**

```
. dfuller m1marcopolo, drift lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 68

	Test Statistic	1% Critical Value	z(t) has t-distribution 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	-2.085	-2.384	-1.668	-1.295

p-value for z(t) = **0.0205**

```
. dfuller mlpacucarcbd, drift lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **63**

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-1.690</b>	<b>-2.389</b>	<b>-1.670</b>	<b>-1.296</b>

p-value for z(t) = **0.0481**

```
. dfuller mlpetrobras, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **70**

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-3.379</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0117**

```
. dfuller mlrandompart, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **66**

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-11.967</b>	<b>-3.558</b>	<b>-2.917</b>	<b>-2.594</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0000**

```
. dfuller mlssidnacional, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **70**

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-4.747</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0001**

```
. dfuller mlsouzacruz, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **67**

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-2.896</b>	<b>-3.556</b>	<b>-2.916</b>	<b>-2.593</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0458**

```
. dfuller mlsuzanopapel, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **68**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical value	5% Critical value	10% Critical value
z(t)	<b>-2.909</b>	<b>-3.555</b>	<b>-2.916</b>	<b>-2.593</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0443**

```
. dfuller mltelefbrasil, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **70**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical value	5% Critical value	10% Critical value
z(t)	<b>-6.616</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0000**

```
. dfuller mlusiminas, drift lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **68**

	Test Statistic	z(t) has t-distribution		
		1% Critical value	5% Critical value	10% Critical value
z(t)	<b>-2.626</b>	<b>-2.384</b>	<b>-1.668</b>	<b>-1.295</b>

p-value for z(t) = **0.0054**

```
. dfuller mlvale, lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **70**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical value	5% Critical value	10% Critical value
z(t)	<b>-4.740</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0001**

Anexo 13 – Saída do programa Stata® - Teste Phillips-Perron para as séries de Margem Líquida (ML)

```
. pperron mlbrasiltelec
```

Phillips-Perron test for unit root

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-23.725	-19.260	-13.460
Z(t)	-3.880	-3.552	-2.914

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0022**

```
. pperron mlbraskem
```

Phillips-Perron test for unit root

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-23.646	-19.260	-13.460
Z(t)	-3.655	-3.552	-2.914

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0048**

```
. pperron mlcemig
```

Phillips-Perron test for unit root

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-22.556	-19.260	-13.460
Z(t)	-3.585	-3.552	-2.914

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0061**

```
. pperron mleleetrobras
```

Phillips-Perron test for unit root

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-67.963	-19.224	-13.444
Z(t)	-8.243	-3.555	-2.916

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0000**

**. pperron mlgerdau**

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = **68**  
Newey-west lags = **3**

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-15.994</b>	<b>-19.224</b>	<b>-13.444</b>	<b>-10.808</b>
Z(t)	<b>-3.267</b>	<b>-3.555</b>	<b>-2.916</b>	<b>-2.593</b>

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0164**

**. pperron mlgerdaumet**

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = **50**  
Newey-west lags = **3**

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-33.469</b>	<b>-18.900</b>	<b>-13.300</b>	<b>-10.700</b>
Z(t)	<b>-5.193</b>	<b>-3.580</b>	<b>-2.930</b>	<b>-2.600</b>

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0000**

**. pperron mlklabinsa**

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = **68**  
Newey-west lags = **3**

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-23.066</b>	<b>-19.224</b>	<b>-13.444</b>	<b>-10.808</b>
Z(t)	<b>-3.634</b>	<b>-3.555</b>	<b>-2.916</b>	<b>-2.593</b>

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0051**

**. pperron mllojasameric**

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = **70**  
Newey-west lags = **3**

	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-27.074</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-3.899</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0020**

**. pperron m1petrobras**

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = **70**  
Newey-west lags = **3**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-20.401</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-3.410</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0106**

**. pperron m1randonpart**

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = **66**  
Newey-west lags = **3**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-24.358</b>	<b>-19.188</b>	<b>-13.428</b>	<b>-10.796</b>
Z(t)	<b>-15.353</b>	<b>-3.558</b>	<b>-2.917</b>	<b>-2.594</b>

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0000**

**. pperron m1sidnacional**

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = **70**  
Newey-west lags = **3**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-33.722</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-4.724</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0001**

**. pperron m1souzacruz**

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = **67**  
Newey-west lags = **3**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-12.746</b>	<b>-19.206</b>	<b>-13.436</b>	<b>-10.802</b>
Z(t)	<b>-2.978</b>	<b>-3.556</b>	<b>-2.916</b>	<b>-2.593</b>

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0370**

```
. pperron mlsuzanopapel
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = **68**  
Newey-west lags = **3**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-19.550</b>	<b>-19.224</b>	<b>-13.444</b>	<b>-10.808</b>
Z(t)	<b>-3.234</b>	<b>-3.555</b>	<b>-2.916</b>	<b>-2.593</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0181**

```
. pperron mltelefbrasil
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = **70**  
Newey-west lags = **3**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-55.323</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-6.735</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0000**

```
. pperron mlvale
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = **70**  
Newey-west lags = **3**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-31.167</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-4.619</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0001**

**Anexo 14 – Saída do programa Stata® - Teste de Dickey-Fuller Expandido para as séries Rentabilidade do Patrimônio Líquido (ROE)**

```
. dfuller roeambev, drift lags(0)
```

Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = **69**

	Test Statistic	z(t) has t-distribution		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	<b>-2.623</b>	<b>-2.383</b>	<b>-1.668</b>	<b>-1.294</b>

p-value for z(t) = **0.0054**

**. dfuller roebrasilelec, lags(0)**

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **70**

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-3.833</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0026**

**. dfuller roebraskem, lags(0)**

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **70**

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-4.843</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0000**

**. dfuller roecemig, drift lags(0)**

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **69**

Test Statistic	z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-2.057</b>	<b>-2.383</b>	<b>-1.668</b>

p-value for z(t) = **0.0218**

**. dfuller roeetrobras, lags(0)**

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **68**

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-3.483</b>	<b>-3.555</b>	<b>-2.916</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0084**

**. dfuller roegerdaumet, drift lags(0)**

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **65**

Test Statistic	z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-1.382</b>	<b>-2.387</b>	<b>-1.669</b>

p-value for z(t) = **0.0860**

**. dfuller roeklabinsa, lags(0)**

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **70**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
<b>z(t)</b>	<b>-3.325</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0138**

**. dfuller roelightsa, lags(0)**

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **70**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
<b>z(t)</b>	<b>-8.365</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0000**

**. dfuller roelojasameric, drift lags(0)**

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **69**

	Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
<b>z(t)</b>	<b>-1.861</b>	<b>-2.383</b>	<b>-1.668</b>	<b>-1.294</b>

p-value for z(t) = **0.0336**

**. dfuller roemarcopolo, trend lags(0)**

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **68**

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
<b>z(t)</b>	<b>-3.978</b>	<b>-4.110</b>	<b>-3.482</b>	<b>-3.169</b>

Mackinnon approximate p-value for z(t) = **0.0094**

<b>. dfuller roepacucarcbd, drift lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>63</b>
	Test Statistic	_____ 1% Critical Value	Z(t) has t-distribution	_____ 5% Critical Value	_____ 10% Critical Value
Z(t)	<b>-1.971</b>	<b>-2.389</b>		<b>-1.670</b>	<b>-1.296</b>
p-value for z(t) = <b>0.0266</b>					
<b>. dfuller roepetrobras, drift lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>69</b>
	Test Statistic	_____ 1% Critical Value	Z(t) has t-distribution	_____ 5% Critical Value	_____ 10% Critical Value
Z(t)	<b>-1.429</b>	<b>-2.383</b>		<b>-1.668</b>	<b>-1.294</b>
p-value for z(t) = <b>0.0788</b>					
<b>. dfuller roerandonpart, drift lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>65</b>
	Test Statistic	_____ 1% Critical Value	Z(t) has t-distribution	_____ 5% Critical Value	_____ 10% Critical Value
Z(t)	<b>-1.484</b>	<b>-2.387</b>		<b>-1.669</b>	<b>-1.295</b>
p-value for z(t) = <b>0.0714</b>					
<b>. dfuller roesidnacional, trend lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>68</b>
	Test Statistic	_____ 1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller	_____ 5% Critical Value	_____ 10% Critical Value
Z(t)	<b>-3.936</b>	<b>-4.110</b>		<b>-3.482</b>	<b>-3.169</b>
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0108</b>					
<b>. dfuller roesouzacruz, trend lags(0)</b>					
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	<b>67</b>
	Test Statistic	_____ 1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller	_____ 5% Critical Value	_____ 10% Critical Value
Z(t)	<b>-3.508</b>	<b>-4.113</b>		<b>-3.483</b>	<b>-3.170</b>
Mackinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0386</b>					

<b>. dfuller roesuzanopapel, drift lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs =	<b>67</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Z(t) has t-distribution 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-2.209</b>	<b>-2.385</b>	<b>-1.669</b>	<b>-1.295</b>
p-value for z(t) = <b>0.0153</b>				
<b>. dfuller roeusiminas, drift lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs =	<b>69</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Z(t) has t-distribution 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-1.788</b>	<b>-2.383</b>	<b>-1.668</b>	<b>-1.294</b>
p-value for z(t) = <b>0.0391</b>				
<b>. dfuller roevale, drift lags(0)</b>				
Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs =	<b>69</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Z(t) has t-distribution 5% Critical Value	10% Critical Value
z(t)	<b>-1.623</b>	<b>-2.383</b>	<b>-1.668</b>	<b>-1.294</b>
p-value for z(t) = <b>0.0547</b>				

**Anexo 15 – Saída do programa Stata® - Teste Phillips-Perron para as séries de Rentabilidade do Patrimônio Líquido (ROE).**

<b>. pperron roeambev</b>				
Phillips-Perron test for unit root			Number of obs =	<b>70</b>
			Newey-west lags =	<b>3</b>
	Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-16.425</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-2.912</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>
MacKinnon approximate p-value for z(t) = <b>0.0439</b>				

```
. pperron roebrasilelec
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = 70  
Newey-west lags = 3

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-30.196</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-4.242</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0006**

```
. pperron roebraskem
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = 70  
Newey-west lags = 3

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-37.640</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-4.926</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0000**

```
. pperron roeetrobras
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = 68  
Newey-west lags = 3

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-26.219</b>	<b>-19.224</b>	<b>-13.444</b>	<b>-10.808</b>
Z(t)	<b>-3.777</b>	<b>-3.555</b>	<b>-2.916</b>	<b>-2.593</b>

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0032**

```
. pperron roeklabinsa
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = 70  
Newey-west lags = 3

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	<b>-22.982</b>	<b>-19.260</b>	<b>-13.460</b>	<b>-10.820</b>
Z(t)	<b>-3.579</b>	<b>-3.552</b>	<b>-2.914</b>	<b>-2.592</b>

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0062**

```
. pperron roelightsa
```

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		70
		Newey-west lags =		3
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-70.179	-19.260	-13.460	-10.820
Z(t)	-8.366	-3.552	-2.914	-2.592

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0000**

```
. pperron roemarcopolo, trend
```

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		68
		Newey-west lags =		3
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-29.633	-26.312	-20.124	-17.052
Z(t)	-4.385	-4.110	-3.482	-3.169

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0023**

```
. pperron roesidnacional, trend
```

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		68
		Newey-west lags =		3
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-27.460	-26.312	-20.124	-17.052
Z(t)	-4.025	-4.110	-3.482	-3.169

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0081**

```
. pperron roesouzacruz, trend
```

Phillips-Perron test for unit root		Number of obs =		67
		Newey-west lags =		3
Test Statistic	1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-20.901	-26.278	-20.106	-17.038
Z(t)	-3.491	-4.113	-3.483	-3.170

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = **0.0404**

Anexo 16 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,0) para o retorno das ações da empresa Ambev até 3º trimestre de 2008.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 58		Number of obs =		58		
Log likelihood = 10.53958		wald chi2(1) =		2805.08		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retambev	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ar L1.	.9219662	.0174078	52.96	0.000	.8878476	.9560848
/sigma	.1984915	.0114239	17.38	0.000	.176101	.220882
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	58	.	10.53958	2	-17.07917	-12.95828
<b>. sktest res</b>						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	58	0.0000	0.0000	45.04		0.0000
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
1	2.479	1	0.1154			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
2	4.552	2	0.1027			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
3	5.197	3	0.1579			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
4	5.278	4	0.2600			
H0: no serial correlation						

Anexo 17 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,0) para o retorno das ações da empresa Ambev até 3º trimestre de 2009.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 62			Number of obs = 62			
Log likelihood = 12.14586			wald chi2(1) = 2829.9			
			Prob > chi2 = 0.000			
retambev	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ar L1.	.9123745	.0171507	53.20	0.000	.8787598	.945989
/sigma	.1960778	.0109646	17.88	0.000	.1745876	.21756
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	62	.	12.14586	2	-20.29172	-16.03745
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	62	0.0000	0.0000	47.41	0.0000	
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	2.078	1	0.1494			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	3.886	2	0.1432			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	5.030	3	0.1696			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	5.086	4	0.2786			
H0: no serial correlation						

Anexo 18 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,0) para o retorno das ações da empresa Ambev até 3º trimestre de 2010.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 66			Number of obs =		66	
Log likelihood = 14.46689			wald chi2(1) =		3069.57	
			Prob > chi2 =		0.0000	
retambev	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ar L1.	.9098335	.0164219	55.40	0.000	.8776472	.9420198
/sigma	.1917697	.0102236	18.76	0.000	.1717317	.2118076
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	66	.	14.46689	2	-24.93378	-20.55447
<b>. sktest res</b>						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	66	0.0000	0.0000	50.45	0.0000	
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
1	1.880	1	0.1703			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
2	3.474	2	0.1760			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
3	4.861	3	0.1822			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
4	4.930	4	0.2946			
H0: no serial correlation						

Anexo 19 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Brasil Telec até 3º trimestre de 2008.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 58		Number of obs		=	5	
Log likelihood = .5772628		wald chi2(1)		=	14.9	
		Prob > chi2		=	0.000	
retbrasilt~c	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.4588681	.1187598	3.86	0.000	.2261032	.69163
/sigma	.2390866	.0196851	12.15	0.000	.2005045	.277668
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	58	.	.5772628	2	2.845474	6.96636
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	58	0.0033	0.0054	13.09		0.0014
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
1	19.193	1	0.0000			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
2	19.258	2	0.0001			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
3	19.261	3	0.0002			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
4	20.031	4	0.0005			
H0: no serial correlation						

Anexo 20 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Brasil Telec até 3º trimestre de 2009.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 62		Number of obs =		62		
Log likelihood = 2.420062		wald chi2(1) =		17.28		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retbrasil~c	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.4612633	.1109637	4.16	0.000	.2437784	.6787483
/sigma	.2322594	.0178318	13.03	0.000	.1973098	.267209
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	62	.	2.420062	2	-.8401231	3.414146
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	62	0.0015	0.0030	14.84	0.0006	
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	19.736	1	0.0000			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	19.813	2	0.0000			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	19.813	3	0.0002			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	20.778	4	0.0004			
H0: no serial correlation						

Anexo 21 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Brasil Telec até 3º trimestre de 2010.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 66		Number of obs =		66		
Log likelihood = 3.168036		wald chi2(1) =		16.44		
		Prob > chi2 =		0.0001		
retbrasil~c	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.4399901	.1085255	4.05	0.000	.227284	.6526962
/sigma	.2302547	.0172327	13.36	0.000	.1964792	.2640302
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	66	.	3.168036	2	-2.336073	2.043237
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	66	0.0012	0.0023	15.55	0.0004	
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	20.243	1	0.0000			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	20.316	2	0.0000			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	20.318	3	0.0001			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	21.149	4	0.0003			
H0: no serial correlation						

Anexo 22 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,0) para o retorno das ações da empresa Braskem até 3º trimestre de 2008.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 58		Number of obs =		5		
Log likelihood = -18.37874		wald chi2(1) =		65.1		
		Prob > chi2 =		0.000		
retbraskem	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ar L1.	.6070978	.0752006	8.07	0.000	.4597074	.754488
/sigma	.33087	.0264507	12.51	0.000	.2790275	.382712
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	58	.	-18.37874	2	40.75749	44.87838
<b>. sktest res</b>						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	58	0.0003	0.0024	17.31		0.0002
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	6.927	1	0.0085			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	8.570	2	0.0138			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	8.659	3	0.0342			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	10.110	4	0.0386			
H0: no serial correlation						

Anexo 23 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,0) para o retorno das ações da empresa Braskem até 3º trimestre de 2009.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 62		Number of obs =		62		
Log likelihood = -19.03401		wald chi2(1) =		68.88		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retbraskem	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ar L1.	.6076063	.073213	8.30	0.000	.4641114	.7511011
/sigma	.327701	.0255269	12.84	0.000	.2776691	.3777328
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	62	.	-19.03401	2	42.06803	46.3223
<b>. sktest res</b>						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	62	0.0003	0.0023	17.30		0.0002
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	5.999	1	0.0143			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	8.319	2	0.0156			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	8.331	3	0.0397			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	9.823	4	0.0435			
H0: no serial correlation						

Anexo 24 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,0) para o retorno das ações da empresa Braskem até 3º trimestre de 2010.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 66		Number of obs =		66		
Log likelihood = -18.78725		wald chi2(1) =		73.2		
		Prob > chi2 =		0.000		
retbraskem	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ar L1.	.6025572	.0703927	8.56	0.000	.46459	.740524
/sigma	.3205552	.0237373	13.50	0.000	.274031	.367079
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	66	.	-18.78725	2	41.5745	45.95381
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(skewness)	Pr(kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	66	0.0002	0.0014	18.73	0.0001	
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	6.293	1	0.0121			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	8.679	2	0.0130			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	8.682	3	0.0338			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	10.533	4	0.0323			
H0: no serial correlation						

Anexo 25 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Cemig até 3º trimestre de 2008.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 58		Number of obs =		58		
Log likelihood = -.7673198		wald chi2(1) =		13.06		
		Prob > chi2 =		0.0003		
retcemig	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.4005444	.1108384	3.61	0.000	.1833052	.6177837
/sigma	.2448236	.0181043	13.52	0.000	.2093397	.2803074
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	58	.	-.7673198	2	5.53464	9.655526
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(skewness)	Pr(kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	58	0.0001	0.0005	20.62		0.0000
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	28.269	1	0.0000			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	28.312	2	0.0000			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	28.411	3	0.0000			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	28.467	4	0.0000			
H0: no serial correlation						

Anexo 26 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Cemig até 3º trimestre de 2009.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 62		Number of obs = 62		wald chi2(1) = 14.83		
Log likelihood = 1.136903		Prob > chi2 = 0.0001				
retcemig	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.3991996	.1036688	3.85	0.000	.1960125	.6023866
/sigma	.2372417	.0163532	14.51	0.000	.2051901	.2692934
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	62	.	1.136903	2	1.726194	5.980463
<b>. sktest res</b>						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	62	0.0000	0.0002	23.15	0.0000	
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
1	29.876	1	0.0000			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
2	29.946	2	0.0000			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
3	30.053	3	0.0000			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
4	30.064	4	0.0000			
H0: no serial correlation						

Anexo 27 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Cemig até 3º trimestre de 2010.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 66		Number of obs =		66		
Log likelihood = 3.161534		Wald chi2(1) =		16.59		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retcemig	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma L1.	.3969256	.0974398	4.07	0.000	.2059472	.5879041
/sigma	.2303532	.0148816	15.48	0.000	.2011857	.2595206
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	66	.	3.161534	2	-2.323067	2.056242
<b>. sktest res</b>						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	66	0.0000	0.0001	25.69	0.0000	

<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
1	31.741	1	0.0000
H0: no serial correlation			
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
1	31.741	1	0.0000
H0: no serial correlation			
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
1	31.741	1	0.0000
H0: no serial correlation			
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
2	31.815	2	0.0000
H0: no serial correlation			

Anexo 28 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Eletrobras até 3º trimestre de 2008.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 58		Number of obs = 58		wald chi2(1) = 19.7		
Log likelihood = -6.283497		Prob > chi2 = 0.000				
reteletrob~s	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.473793	.1065792	4.45	0.000	.2649015	.682684
/sigma	.2690671	.0181268	14.84	0.000	.2335392	.30459
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	58	.	-6.283497	2	16.56699	20.68788
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	58	0.0000	0.0001	28.01	0.0000	
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	26.829	1	0.0000			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	26.997	2	0.0000			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	27.100	3	0.0000			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	27.350	4	0.0000			
H0: no serial correlation						

Anexo 29 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Eletrobras até 3º trimestre de 2009.

```
ARIMA regression
Sample: 1 - 62
Log likelihood = -4.724561
Number of obs = 62
Wald chi2(1) = 22.74
Prob > chi2 = 0.0000
```

reteletrob~s	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma L1.	.4745746	.0995264	4.77	0.000	.2795064	.6696427
/sigma	.2605936	.0163548	15.93	0.000	.2285388	.2926484

```
. estat ic
```

Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	62	.	-4.724561	2	13.44912	17.70339

```
. sktest res
```

skewness/kurtosis tests for Normality

Variable	obs	Pr(skewness)	Pr(kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
res	62	0.0000	0.0000	30.81	0.0000

```
. estat bgodfrey, lags(1)
```

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
1	28.589	1	0.0000

H0: no serial correlation

```
. estat bgodfrey, lags(2)
```

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
2	28.782	2	0.0000

H0: no serial correlation

```
. estat bgodfrey, lags(3)
```

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
3	28.892	3	0.0000

H0: no serial correlation

```
. estat bgodfrey, lags(4)
```

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
4	29.122	4	0.0000

H0: no serial correlation

Anexo 30– Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Eletrobras até 3º trimestre de 2010.

Sample: 1 - 66		Number of obs = 66	
Log likelihood = -3.344078		wald chi2(1) = 25.32	Prob > chi2 = 0.0000
reteletrob~s	Coef.	OPG Std. Err.	z P> z  [95% Conf. Interval]
<b>ARMA</b>			
ma	.4745793	.0943121	5.03 0.000 .289731 .6594276
L1.			
/sigma	.2540552	.0150905	16.84 0.000 .2244783 .283632
<b>. estat ic</b>			
Model	obs	ll(null)	ll(model) df AIC BIC
.	66	.	-3.344078 2 10.68816 15.06747
<b>. sktest res</b>			
skewness/kurtosis tests for Normality			
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis) adj chi2(2) joint Prob>chi2
res	66	0.0000	0.0000 33.09 0.0000

<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
1	30.096	1	0.0000
H0: no serial correlation			
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
2	30.346	2	0.0000
H0: no serial correlation			
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
3	30.455	3	0.0000
H0: no serial correlation			
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
4	30.680	4	0.0000
H0: no serial correlation			

Anexo 31 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,0) para o retorno das ações da empresa Gerdau até 3º trimestre de 2008.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 58		Number of obs =		58		
Log likelihood = -4.581612		wald chi2(1) =		19.40		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retgerdau	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retgerdau</b>						
_cons	.164893	.0758116	2.18	0.030	.0163049	.313481
<b>ARMA</b>						
ar						
L1.	.4937874	.1121013	4.40	0.000	.2740728	.7135019
/sigma	.2612299	.0234689	11.13	0.000	.2152318	.3072281
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	58	.	-4.581612	3	15.16322	21.34455
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(skewness)	Pr(kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	58	0.0005	0.0016	17.06		0.0002
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	2.772	1	0.0959			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	3.128	2	0.2093			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	3.482	3	0.3231			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	3.493	4	0.4790			
H0: no serial correlation						

Anexo 32 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,0) para o retorno das ações da empresa Gerdau até 3º trimestre de 2009.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 62		Number of obs =		62		
Log likelihood = -4.915683		wald chi2(1) =		18.93		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retgerdau	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retgerdau</b>						
_cons	.1482607	.053798	2.76	0.006	.0428187	.2537028
<b>ARMA</b>						
ma L1.	.4682369	.1076112	4.35	0.000	.2573228	.6791509
/sigma	.2614138	.0197362	13.25	0.000	.2227315	.300096
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	62	.	-4.915683	3	15.83137	22.21277
<b>. sktest res</b>						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	62	0.0011	0.0014	16.24		0.0003
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	3.674	1	0.0553			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	3.688	2	0.1582			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	4.804	3	0.1868			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	4.979	4	0.2895			
H0: no serial correlation						

Anexo 33 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,0) para o retorno das ações da empresa Gerdau até 3º trimestre de 2010.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 66		Number of obs =		66		
Log likelihood = -3.941864		wald chi2(1) =		20.15		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retgerdau	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retgerdau</b>						
_cons	.1399702	.0516388	2.71	0.007	.03876	.2411805
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.466311	.1038869	4.49	0.000	.2626964	.6699256
/sigma	.2563859	.0185487	13.82	0.000	.220031	.2927407
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	66	.	-3.941864	3	13.88373	20.45269
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(skewness)	Pr(kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	66	0.0005	0.0008	17.97		0.0001
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	3.853	1	0.0497			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	3.884	2	0.1434			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	5.165	3	0.1601			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	5.576	4	0.2331			
H0: no serial correlation						

Anexo 34 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Gerdau Met até 3º trimestre de 2008.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 58		Number of obs =		58		
Log likelihood = -1.275958		wald chi2(1) =		11.15		
		Prob > chi2 =		0.0008		
retgerdaumet	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
retgerdaumet _cons	.1519491	.0526299	2.89	0.004	.0487964	.2551018
ARMA						
ma L1.	.4240621	.1269902	3.34	0.001	.1751659	.6729584
/sigma	.2469306	.020207	12.22	0.000	.2073256	.2865357
. estat ic						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	58	.	-1.275958	3	8.551917	14.73325
. sktest res						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	58	0.0019	0.0051	13.86		0.0010
. estat bgodfrey, lags(1)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	4.102	1	0.0428			
H0: no serial correlation						
. estat bgodfrey, lags(2)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	4.103	2	0.1285			
H0: no serial correlation						
. estat bgodfrey, lags(3)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	5.694	3	0.1275			
H0: no serial correlation						
. estat bgodfrey, lags(4)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	6.913	4	0.1405			
H0: no serial correlation						

Anexo 35 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Gerdau Met até 3º trimestre de 2009.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 62		Number of obs =		62		
Log likelihood = -.9418763		wald chi2(1) =		20.52		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retgerdaumet	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retgerdaumet</b>						
_cons	.1437062	.0489987	2.93	0.003	.0476706	.2397419
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.4694061	.1036238	4.53	0.000	.2663071	.6725051
/sigma	.2451821	.019262	12.73	0.000	.2074292	.282935
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	62	.	-.9418763	3	7.883753	14.26516
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	62	0.0029	0.0045	13.52		0.0012
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
1	3.434	1	0.0639			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
2	3.506	2	0.1732			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
3	5.307	3	0.1506			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
4	6.608	4	0.1581			
H0: no serial correlation						

Anexo 36 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (2,0,0) para o retorno das ações da empresa Gerdau Met até 3º trimestre de 2010.

ARIMA regression						
Sample: 1 – 66		Number of obs =		66		
Log likelihood = 1.561301		wald chi2(2) =		26.33		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retgerdaumet	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retgerdaumet</b> _cons	<b>.1327807</b>	<b>.0438363</b>	<b>3.03</b>	<b>0.002</b>	<b>.0468632</b>	<b>.2186982</b>
ARMA						
ar						
L1.	<b>.5628473</b>	<b>.1192851</b>	<b>4.72</b>	<b>0.000</b>	<b>.3290529</b>	<b>.7966417</b>
L2.	<b>-.2885706</b>	<b>.1289875</b>	<b>-2.24</b>	<b>0.025</b>	<b>-.5413814</b>	<b>-.0357598</b>
/sigma	<b>.2356256</b>	<b>.0175098</b>	<b>13.46</b>	<b>0.000</b>	<b>.2013071</b>	<b>.2699441</b>
. estat ic						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	<b>66</b>	.	<b>1.561301</b>	<b>4</b>	<b>4.877399</b>	<b>13.63602</b>
. sktest res						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	<b>66</b>	<b>0.0021</b>	<b>0.0020</b>	<b>15.00</b>	<b>0.0006</b>	
. estat bgodfrey, lags(1)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	<b>4.080</b>	<b>1</b>	<b>0.0434</b>			
H0: no serial correlation						
. estat bgodfrey, lags(2)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	<b>4.127</b>	<b>2</b>	<b>0.1270</b>			
H0: no serial correlation						
. estat bgodfrey, lags(3)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	<b>4.794</b>	<b>3</b>	<b>0.1875</b>			
H0: no serial correlation						
. estat bgodfrey, lags(4)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	<b>5.814</b>	<b>4</b>	<b>0.2135</b>			
H0: no serial correlation						

Anexo 37 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,2)\* para o retorno das ações da empresa Klabin SA até 3º trimestre de 2008.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 58		Number of obs =		58		
Log likelihood = -13.32885		wald chi2(2) =		24.57		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retklabinsa	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.7887168	.1603707	4.92	0.000	.4743961	1.103038
L2.	.3142168	.1010446	3.11	0.002	.116173	.5122606
/sigma	.3027728	.0250949	12.07	0.000	.2535877	.3519579
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	58	.	-13.32885	3	32.6577	38.83902
<b>. sktest res</b>						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	58	0.0000	0.0000	32.40		0.0000

<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
1	4.460	1	0.0347
H0: no serial correlation			
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
2	4.987	2	0.0826
H0: no serial correlation			
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
3	5.032	3	0.1695
H0: no serial correlation			
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
4	5.437	4	0.2453
H0: no serial correlation			

Anexo 38 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,2)\* para o retorno das ações da empresa Klabin SA até 3º trimestre de 2009.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 62		Number of obs =		62		
Log likelihood = -12.39921		wald chi2(2) =		27.29		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retklabinsa	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.7851464	.1508832	5.20	0.000	.4894207	1.080872
L2.	.3030384	.0961994	3.15	0.002	.1144911	.4915857
/sigma	.2940098	.0228085	12.89	0.000	.2493061	.3387136
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	62	.	-12.39921	3	30.79842	37.17982
<b>. sktest res</b>						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	62	0.0000	0.0000	35.03	0.0000	
<b>. estat bgofrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	4.284	1	0.0385			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgofrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	4.789	2	0.0912			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgofrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	4.876	3	0.1811			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgofrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	5.161	4	0.2712			
H0: no serial correlation						

Anexo 39 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,2)\* para o retorno das ações da empresa Klabin SA até 3º trimestre de 2010.

ARIMA regression						
Sample: 1 – 66		Number of obs =		66		
Log likelihood = -11.5795		wald chi2(2) =		29.79		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retklabinsa	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.7818578	.1436	5.44	0.000	.500407	1.063309
L2.	.2955241	.0920334	3.21	0.001	.1151419	.4759064
/sigma	.2869902	.0211272	13.58	0.000	.2455816	.3283987
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	66	.	-11.5795	3	29.15901	35.72797
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	66	0.0000	0.0000	37.38	0.0000	
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	4.460	1	0.0347			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	4.955	2	0.0839			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	5.026	3	0.1699			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	5.209	4	0.2665			
H0: no serial correlation						

Anexo 40 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1)\* para o retorno das ações da empresa Light SA até 3º trimestre de 2008.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 58			Number of obs =		58	
Log likelihood = -4.281229			wald chi2(1) =		19.74	
			Prob > chi2 =		0.0000	
retlightsa	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.4983967	.11218	4.44	0.000	.278528	.7182654
/sigma	.2598668	.0191578	13.56	0.000	.2223183	.2974153
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	58	.	-4.281229	2	12.56246	16.68334
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	58	0.0001	0.0031	18.11	0.0001	

<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
1	13.351	1	0.0003
H0: no serial correlation			
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
2	13.356	2	0.0013
H0: no serial correlation			
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
3	13.391	3	0.0039
H0: no serial correlation			
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
4	13.668	4	0.0084
H0: no serial correlation			

Anexo 41 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1)\* para o retorno das ações da empresa Light SA até 3º trimestre de 2009.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 62		Number of obs		=	62	
Log likelihood = -2.637474		wald chi2(1)		=	22.93	
		Prob > chi2		=	0.0000	
retlightsa	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.5010501	.1046395	4.79	0.000	.2959604	.7061397
/sigma	.2518983	.0172837	14.57	0.000	.2180229	.2857737
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	62	.	-2.637474	2	9.274949	13.52922
<b>. sktest res</b>						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	62	0.0001	0.0016	19.74		0.0001
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	14.094	1	0.0002			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	14.099	2	0.0009			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	14.137	3	0.0027			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	14.484	4	0.0059			
H0: no serial correlation						

Anexo 42 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1)\* para o retorno das ações da empresa Light SA até 3º trimestre de 2010.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 66		Number of obs = 66				
Log likelihood = -.8200364		wald chi2(1) = 25.89				
		Prob > chi2 = 0.0000				
retlightsa	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.5004832	.0983607	5.09	0.000	.3076998	.6932667
/sigma	.2444614	.0156906	15.58	0.000	.2137083	.2752144
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	66	.	-.8200364	2	5.640073	10.01938
<b>. sktest res</b>						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	66	0.0000	0.0007	21.99	0.0000	
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	15.017	1	0.0001			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	15.023	2	0.0005			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	15.066	3	0.0018			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	15.425	4	0.0039			
H0: no serial correlation						

Anexo 43 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1)\* para o retorno das ações da empresa Lojas Americanas até 3º trimestre de 2008.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 58		Number of obs =		58		
Log likelihood = -30.62816		wald chi2(1) =		17.03		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retlojasam~c	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma L1.	.4430997	.1073583	4.13	0.000	.2326812	.6535181
/sigma	.4095273	.0247521	16.55	0.000	.361014	.4580406
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	58	.	-30.62816	2	65.25631	69.3772
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	58	0.0000	0.0000	25.72	0.0000	
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	0.597	1	0.4398			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	0.653	2	0.7215			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	0.790	3	0.8519			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	2.560	4	0.6339			
H0: no serial correlation						

Anexo 44 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1)\* para o retorno das ações da empresa Lojas Americanas até 3º trimestre de 2009.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 62		Number of obs		=	62	
Log likelihood = -31.51261		wald chi2(1)		=	20.06	
		Prob > chi2		=	0.0000	
retlojasam~c	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma	.4536429	.1012963	4.48	0.000	.2551059	.6521799
L1.						
/sigma	.4015078	.023249	17.27	0.000	.3559407	.4470749
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	62	.	-31.51261	2	67.02522	71.27949
<b>. sktest res</b>						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	62	0.0000	0.0000	26.65		0.0000
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	0.536	1	0.4640			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	0.605	2	0.7389			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	0.717	3	0.8691			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	2.444	4	0.6548			
H0: no serial correlation						

Anexo 45 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1)\* para o retorno das ações da empresa Lojas Americanas até 3º trimestre de 2010.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 66		Number of obs		=	66	
Log likelihood = -31.75954		wald chi2(1)		=	22.07	
		Prob > chi2		=	0.0000	
retlojasam~c	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.4514792	.0961092	4.70	0.000	.2631087	.6398496
/sigma	.3908384	.0213633	18.29	0.000	.3489671	.4327097
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	66	.	-31.75954	2	67.51907	71.89838
<b>. sktest res</b>						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	66	0.0000	0.0000	28.95		0.0000
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	0.569	1	0.4506			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	0.627	2	0.7309			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	0.770	3	0.8567			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	2.166	4	0.7053			
H0: no serial correlation						

Anexo 46 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (2,0,0) para o retorno das ações da empresa Marcopolo até 3º trimestre de 2008.

ARIMA regression						
Sample: 1 – 58		Number of obs		=	58	
Log likelihood = 8.521067		wald chi2(2)		=	10.56	
		Prob > chi2		=	0.0051	
retmarcopolo	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retmarcopolo</b> _cons	<b>.089127</b>	<b>.0397493</b>	<b>2.24</b>	<b>0.025</b>	<b>.0112198</b>	<b>.1670341</b>
ARMA						
ar						
L1.	<b>.4192689</b>	<b>.1492625</b>	<b>2.81</b>	<b>0.005</b>	<b>.1267196</b>	<b>.7118181</b>
L2.	<b>-.3112013</b>	<b>.1528817</b>	<b>-2.04</b>	<b>0.042</b>	<b>-.6108439</b>	<b>-.0115588</b>
/sigma	<b>.2083498</b>	<b>.0142796</b>	<b>14.59</b>	<b>0.000</b>	<b>.1803624</b>	<b>.2363372</b>
. estat ic						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	58	.	<b>8.521067</b>	<b>4</b>	<b>-9.042134</b>	<b>-.8003615</b>
. sktest res						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	58	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>34.44</b>		<b>0.0000</b>

. estat bgodfrey, lags(1)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
1	<b>6.346</b>	<b>1</b>	<b>0.0118</b>
H0: no serial correlation			
. estat bgodfrey, lags(2)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
2	<b>6.589</b>	<b>2</b>	<b>0.0371</b>
H0: no serial correlation			
. estat bgodfrey, lags(3)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
3	<b>6.821</b>	<b>3</b>	<b>0.0778</b>
H0: no serial correlation			
. estat bgodfrey, lags(4)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
4	<b>7.259</b>	<b>4</b>	<b>0.1228</b>
H0: no serial correlation			

Anexo 47 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Marcopolo até 3º trimestre de 2009.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 62			Number of obs =		62	
Log likelihood = 7.693837			wald chi2(1) =		9.81	
			Prob > chi2 =		0.0017	
retmarcopolo	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retmarcopolo</b> _cons	<b>.0936305</b>	<b>.0475442</b>	<b>1.97</b>	<b>0.049</b>	<b>.0004457</b>	<b>.1868154</b>
<b>ARMA</b> ma L1.	<b>.4788693</b>	<b>.1528777</b>	<b>3.13</b>	<b>0.002</b>	<b>.1792346</b>	<b>.778504</b>
/sigma	<b>.2132847</b>	<b>.0159839</b>	<b>13.34</b>	<b>0.000</b>	<b>.1819569</b>	<b>.2446125</b>
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	<b>62</b>	.	<b>7.693837</b>	<b>3</b>	<b>-9.387675</b>	<b>-3.006272</b>
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	<b>62</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>32.66</b>	<b>0.0000</b>	
<b>. estat bgofrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	<b>3.958</b>	<b>1</b>	<b>0.0466</b>			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgofrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	<b>5.796</b>	<b>2</b>	<b>0.0551</b>			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgofrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	<b>6.122</b>	<b>3</b>	<b>0.1058</b>			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgofrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	<b>7.577</b>	<b>4</b>	<b>0.1084</b>			
H0: no serial correlation						

Anexo 48 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0,0,1) para o retorno das ações da empresa Marcopolo até 3º trimestre de 2010.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 66			Number of obs =		66	
Log likelihood = 9.427614			wald chi2(1) =		10.69	
			Prob > chi2 =		0.0011	
retmarcopolo	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
retmarcopolo _cons	.1016966	.0441715	2.30	0.021	.015122	.1882712
<b>ARMA</b>						
ma L1.	.4755137	.1454206	3.27	0.001	.1904946	.7605328
/sigma	.2093548	.0148928	14.06	0.000	.1801654	.2385441
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	66	.	9.427614	3	-12.85523	-6.286265
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	66	0.0000	0.0000	33.07		0.0000
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	3.585	1	0.0583			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	4.355	2	0.1134			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	4.355	3	0.2256			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	5.195	4	0.2678			
H0: no serial correlation						

Anexo 49 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,1) para o retorno das ações da empresa P.Açúcar até 3º trimestre de 2008.

ARIMA regression						
Sample: 9 – 58		Number of obs =		50		
Log likelihood = 26.17365		wald chi2(2) =		59.60		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retpacucar~d	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
retpacucar~d _cons	.0485509	.023365	2.08	0.038	.0027563	.0943454
ARMA						
ar L1.	-.6530186	.2288853	-2.85	0.004	-1.101625	-.2044117
ma L1.	.8988086	.1452907	6.19	0.000	.614044	1.183573
/sigma	.1427331	.0174437	8.18	0.000	.108544	.1769222
. estat ic						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	50	.	26.17365	4	-44.3473	-36.69921
. sktest res						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	50	0.7497	0.4618	0.66	0.7179	
. estat bgodfrey, lags(1)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	1.599	1	0.2060			
H0: no serial correlation						
. estat bgodfrey, lags(2)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	1.690	2	0.4296			
H0: no serial correlation						
. estat bgodfrey, lags(3)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	2.224	3	0.5272			
H0: no serial correlation						
. estat bgodfrey, lags(4)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	3.330	4	0.5042			
H0: no serial correlation						

Anexo 50 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,1) para o retorno das ações da empresa P.Açúcar até 3º trimestre de 2009.

ARIMA regression						
Sample: 9 - 62			Number of obs =		54	
Log likelihood = 28.40037			wald chi2(2) =		72.76	
			Prob > chi2 =		0.0000	
retpacucar~d	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
retpacucar~d _cons	.0508691	.0226946	2.24	0.025	.0063886	.0953497
<b>ARMA</b>						
ar L1.	-.627466	.2009658	-3.12	0.002	-1.021352	-.2335803
ma L1.	.8957455	.124632	7.19	0.000	.6514713	1.14002
/sigma	.1423769	.0170681	8.34	0.000	.108924	.1758298
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	54	.	28.40037	4	-48.80075	-40.84481
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(skewness)	Pr(kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	54	0.7554	0.3337	1.07		0.5854
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	1.466	1	0.2259			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	1.635	2	0.4415			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	2.844	3	0.4163			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	3.773	4	0.4376			
H0: no serial correlation						

Anexo 51 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1,0,1) para o retorno das ações da empresa P.Açúcar até 3º trimestre de 2010.

ARIMA regression						
Sample: 9 - 66		Number of obs =		58		
Log likelihood = 31.29874		wald chi2(2) =		93.96		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retpacucar~d	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retpacucar~d</b> _cons	<b>.0530991</b>	<b>.0217897</b>	<b>2.44</b>	<b>0.015</b>	<b>.0103921</b>	<b>.0958062</b>
ARMA						
ar L1.	<b>-.6257098</b>	<b>.1850728</b>	<b>-3.38</b>	<b>0.001</b>	<b>-.9884457</b>	<b>-.2629738</b>
ma L1.	<b>.9031308</b>	<b>.1093018</b>	<b>8.26</b>	<b>0.000</b>	<b>.6889033</b>	<b>1.117358</b>
/sigma	<b>.1404279</b>	<b>.0159854</b>	<b>8.78</b>	<b>0.000</b>	<b>.1090971</b>	<b>.1717586</b>
. sktest res						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	58	0.7237	0.3782	0.93		0.6276

. estat bgodfrey, lags(1)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
1	1.278	1	0.2584
H0: no serial correlation			
. estat bgodfrey, lags(2)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
2	1.396	2	0.4975
H0: no serial correlation			
. estat bgodfrey, lags(3)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
3	3.296	3	0.3482
H0: no serial correlation			
. estat bgodfrey, lags(4)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
4	3.923	4	0.4165
H0: no serial correlation			

Anexo 52 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (2.0.0) para o retorno das ações da empresa Petrobrás até 3º trimestre de 2008.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 58		Number of obs =		58		
Log likelihood = .7198008		wald chi2(2) =		22.41		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retpetrobras	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retpetrobras</b> _cons	<b>.1093398</b>	<b>.0437778</b>	<b>2.50</b>	<b>0.013</b>	<b>.0235369</b>	<b>.1951427</b>
ARMA						
ar						
L1.	<b>-.4382045</b>	<b>.1063356</b>	<b>4.12</b>	<b>0.000</b>	<b>.2297905</b>	<b>.6466185</b>
L2.	<b>-.4297471</b>	<b>.1192221</b>	<b>-3.60</b>	<b>0.000</b>	<b>-.6634182</b>	<b>-.196076</b>
/sigma	<b>.2379451</b>	<b>.0229482</b>	<b>10.37</b>	<b>0.000</b>	<b>.1929675</b>	<b>.2829226</b>
. estat ic						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	<b>58</b>	.	<b>.7198008</b>	<b>4</b>	<b>6.560398</b>	<b>14.80217</b>
. sktest res						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	<b>58</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0002</b>	<b>25.32</b>	<b>0.0000</b>	
. estat bgodfrey, lags(1)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	<b>24.349</b>	<b>1</b>	<b>0.0000</b>			
H0: no serial correlation						
. estat bgodfrey, lags(2)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	<b>24.743</b>	<b>2</b>	<b>0.0000</b>			
H0: no serial correlation						
. estat bgodfrey, lags(3)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	<b>25.135</b>	<b>3</b>	<b>0.0000</b>			
H0: no serial correlation						
. estat bgodfrey, lags(4)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	<b>25.340</b>	<b>4</b>	<b>0.0000</b>			
H0: no serial correlation						

Anexo 53 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Petrobrás até 3º trimestre de 2009.

Sample: 1 - 62		Number of obs = 62				
Log likelihood = .2758887		wald chi2(1) = 24.96		Prob > chi2 = 0.0000		
retpetrobras	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
retpetrobras _cons	.1146717	.055038	2.08	0.037	.0067991 .2225443	
ARMA						
ma						
L1.	.502155	.1005111	5.00	0.000	.3051568 .6991531	
/sigma	.2403326	.0162986	14.75	0.000	.2083879 .2722773	
. estat ic						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	62	.	.2758887	3	5.448223	11.82963
. sktest res						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	62	0.0001	0.0003	22.17	0.0000	

. estat bgodfrey, lags(1)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
1	23.184	1	0.0000
H0: no serial correlation			
. estat bgodfrey, lags(2)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
2	23.422	2	0.0000
H0: no serial correlation			
. estat bgodfrey, lags(3)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
3	23.724	3	0.0000
H0: no serial correlation			
. estat bgodfrey, lags(4)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
4	23.906	4	0.0001
H0: no serial correlation			

Anexo 54 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Petrobrás até 3º trimestre de 2010.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 66		Number of obs =		66		
Log likelihood = 1.60281		wald chi2(1) =		27.52		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retpetrobras	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retpetrobras</b> _cons	<b>.1056741</b>	<b>.0526857</b>	<b>2.01</b>	<b>0.045</b>	<b>.002412</b>	<b>.2089362</b>
<b>ARMA</b>						
ma L1.	<b>.5049311</b>	<b>.09625</b>	<b>5.25</b>	<b>0.000</b>	<b>.3162845</b>	<b>.6935777</b>
/sigma	<b>.2356391</b>	<b>.0153495</b>	<b>15.35</b>	<b>0.000</b>	<b>.2055547</b>	<b>.2657236</b>
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	<b>66</b>	.	<b>1.60281</b>	<b>3</b>	<b>2.794381</b>	<b>9.363345</b>
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(skewness)	Pr(kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	<b>66</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0001</b>	<b>24.21</b>	<b>0.0000</b>	
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	<b>23.935</b>	<b>1</b>	<b>0.0000</b>			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	<b>24.101</b>	<b>2</b>	<b>0.0000</b>			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	<b>24.327</b>	<b>3</b>	<b>0.0000</b>			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	<b>24.613</b>	<b>4</b>	<b>0.0001</b>			
H0: no serial correlation						

Anexo 55 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (2.0.0)\* para o retorno das ações da empresa Radon Part até 3º trimestre de 2008.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 58		Number of obs =		58		
Log likelihood = -20.90997		wald chi2(2) =		852.91		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retrandonp~t	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ar						
L1.	1.180377	.101925	11.58	0.000	.9806076	1.380146
L2.	-.3458155	.1053136	-3.28	0.001	-.5522264	-.1394046
/sigma	.341892	.0314033	10.89	0.000	.2803428	.4034413
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	58	.	-20.90997	3	47.81994	54.00127
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	58	0.0000	0.0000	52.58	0.0000	
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
1	3.820	1	0.0506			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
2	9.412	2	0.0090			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
3	9.413	3	0.0243			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
4	9.413	4	0.0516			
H0: no serial correlation						

Anexo 56 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (2.0.0)\* para o retorno das ações da empresa Radon Part até 3º trimestre de 2009.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 62		Number of obs =		62		
Log likelihood = -22.45476		wald chi2(2) =		409.51		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retrandonp~t	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ar						
L1.	1.158864	.1027698	11.28	0.000	.9574385	1.360289
L2.	-.3847168	.1103498	-3.49	0.000	-.6009985	-.1684351
/sigma	.3433276	.032833	10.46	0.000	.2789761	.4076792
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	62	.	-22.45476	3	50.90952	57.29092
<b>. sktest res</b>						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	62	0.0000	0.0000	56.34		0.0000
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	5.306	1	0.0213			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	14.528	2	0.0007			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	14.801	3	0.0020			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	14.848	4	0.0050			
H0: no serial correlation						

Anexo 57– Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (2.0.0)\* para o retorno das ações da empresa Radon Part até 3º trimestre de 2010.

ARIMA regression						
Sample: 1 – 66			Number of obs =		66	
Log likelihood = -22.1244			wald chi2(2) =		417.34	
			Prob > chi2 =		0.0000	
retrandonp~t	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ar						
L1.	1.156881	.0967807	11.95	0.000	.9671944	1.346568
L2.	-.391832	.1052757	-3.72	0.000	-.5981685	-.1854955
/sigma	.3344928	.0301899	11.08	0.000	.2753218	.3936638
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	66	.	-22.1244	3	50.2488	56.81776
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(skewness)	Pr(kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	66	0.0000	0.0000	60.27		0.0000
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	5.718	1	0.0168			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	15.708	2	0.0004			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	16.212	3	0.0010			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	16.518	4	0.0024			
H0: no serial correlation						

**Anexo 58 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1.0.0) para o retorno das ações da empresa Sid Nacional até 3º trimestre de 2008.**

ARIMA regression						
Sample: 1 - 58		Number of obs		=	58	
Log likelihood = -4.837804		wald chi2(1)		=	15.40	
		Prob > chi2		=	0.0001	
retsidual	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
retsidual_cons	.1554636	.0721248	2.16	0.031	.0141016	.2968256
ARMA						
ar L1.	.437939	.1116016	3.92	0.000	.219204	.6566741
/sigma	.2625367	.0200788	13.08	0.000	.223183	.3018905
. estat ic						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	58	.	-4.837804	3	15.67561	21.85694

. estat ic						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	58	.	-4.837804	3	15.67561	21.85694

. estat bgodfrey, lags(1)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	5.190	1	0.0227
H0: no serial correlation			
. estat bgodfrey, lags(2)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
2	5.525	2	0.0631
H0: no serial correlation			
. estat bgodfrey, lags(3)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
3	7.968	3	0.0467
H0: no serial correlation			
. estat bgodfrey, lags(4)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
4	8.135	4	0.0868
H0: no serial correlation			

Anexo 59 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Sid Nacional até 3º trimestre de 2009.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 62		Number of obs =		62		
Log likelihood = -5.661322		wald chi2(1) =		9.47		
		Prob > chi2 =		0.0021		
retsidsnaci~1	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
retsidsnaci~1 _cons	.1448724	.0546104	2.65	0.008	.0378381	.2519068
ARMA						
ma L1.	.3892736	.1264903	3.08	0.002	.1413571	.6371901
/sigma	.2647544	.0207009	12.79	0.000	.2241814	.3053274
. estat ic						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	62	.	-5.661322	3	17.32264	23.70405
. sktest res						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	62	0.0000	0.0003	22.27		0.0000
. estat bgodfrey, lags(1)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	6.808	1	0.0091			
H0: no serial correlation						
. estat bgodfrey, lags(2)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	6.831	2	0.0329			
H0: no serial correlation						
. estat bgodfrey, lags(3)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	9.843	3	0.0199			
H0: no serial correlation						
. estat bgodfrey, lags(4)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	9.876	4	0.0426			
H0: no serial correlation						

Anexo 60 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Sid Nacional até 3º trimestre de 2010.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 66		Number of obs		=	66	
Log likelihood = -4.369158		wald chi2(1)		=	10.61	
		Prob > chi2		=	0.0011	
retsidsnaci~1	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
retsidsnaci~1 _cons	.1386407	.0521442	2.66	0.008	.03644	.2408415
ARMA						
ma L1.	.3902432	.1197933	3.26	0.001	.1554526	.6250338
/sigma	.2582076	.0191078	13.51	0.000	.220757	.2956583
. estat ic						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	66	.	-4.369158	3	14.73832	21.30728
. sktest res						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	66	0.0000	0.0001	24.60		0.0000
. estat bgodfrey, lags(1)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	7.176	1	0.0074			
H0: no serial correlation						
. estat bgodfrey, lags(2)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	7.187	2	0.0275			
H0: no serial correlation						
. estat bgodfrey, lags(3)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	10.045	3	0.0182			
H0: no serial correlation						
. estat bgodfrey, lags(4)						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	10.054	4	0.0395			
H0: no serial correlation						

Anexo 61 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Souza Cruz até 3º trimestre de 2008.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 58			Number of obs =		58	
Log likelihood = 16.82209			wald chi2(1) =		10.84	
			Prob > chi2 =		0.0010	
retsouzacruz	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
retsouzacruz _cons	.1091231	.0413108	2.64	0.008	.0281554	.1900908
ARMA						
ma L1.	.428054	.1299862	3.29	0.001	.1732857	.6828223
/sigma	.1807359	.013631	13.26	0.000	.1540197	.2074521
. estat ic						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	58	.	16.82209	3	-27.64418	-21.46285
. sktest res						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	58	0.0000	0.0000	27.71	0.0000	

. estat bgodfrey, lags(1)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
1	12.954	1	0.0003
H0: no serial correlation			
. estat bgodfrey, lags(2)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
2	14.996	2	0.0006
H0: no serial correlation			
. estat bgodfrey, lags(3)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
3	15.291	3	0.0016
H0: no serial correlation			
. estat bgodfrey, lags(4)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
4	15.299	4	0.0041
H0: no serial correlation			

Anexo 62 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Souza Cruz até 3º trimestre de 2009.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 62		Number of obs =		62		
Log likelihood = 19.6965		wald chi2(1) =		12.06		
		Prob > chi2 =		0.0005		
retsouzacruz	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retsouzacruz</b> _cons	<b>.1120097</b>	<b>.0384372</b>	<b>2.91</b>	<b>0.004</b>	<b>.0366742</b>	<b>.1873452</b>
<b>ARMA</b>						
ma L1.	<b>.4279685</b>	<b>.1232276</b>	<b>3.47</b>	<b>0.001</b>	<b>.1864468</b>	<b>.6694901</b>
/sigma	<b>.1758252</b>	<b>.0124105</b>	<b>14.17</b>	<b>0.000</b>	<b>.151501</b>	<b>.2001493</b>
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	62	.	19.6965	3	-33.39301	-27.0116
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	62	0.0000	0.0000	29.27		0.0000
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
1	13.411	1	0.0003			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
2	15.451	2	0.0004			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
3	15.679	3	0.0013			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
4	15.682	4	0.0035			
H0: no serial correlation						

Anexo 63 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Souza Cruz até 3º trimestre de 2010.

ARIMA regression						
Sample: 1 – 66			Number of obs =		66	
Log likelihood = 22.60372			wald chi2(1) =		13.44	
			Prob > chi2 =		0.0002	
retsouzacruz	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retsouzacruz</b> _cons	<b>.1099637</b>	<b>.0363825</b>	<b>3.02</b>	<b>0.003</b>	<b>.0386554</b>	<b>.1812721</b>
ARMA						
ma						
L1.	<b>.4268113</b>	<b>.1164281</b>	<b>3.67</b>	<b>0.000</b>	<b>.1986164</b>	<b>.6550062</b>
/sigma	<b>.1715395</b>	<b>.0114253</b>	<b>15.01</b>	<b>0.000</b>	<b>.1491463</b>	<b>.1939326</b>
. estat ic						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	<b>66</b>	.	<b>22.60372</b>	<b>3</b>	<b>-39.20744</b>	<b>-32.63848</b>
. sktest res						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	<b>66</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>31.49</b>		<b>0.0000</b>

. estat bgodfrey, lags(1)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
1	<b>14.186</b>	<b>1</b>	<b>0.0002</b>
H0: no serial correlation			
. estat bgodfrey, lags(2)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
2	<b>16.599</b>	<b>2</b>	<b>0.0002</b>
H0: no serial correlation			
. estat bgodfrey, lags(3)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
3	<b>16.934</b>	<b>3</b>	<b>0.0007</b>
H0: no serial correlation			
. estat bgodfrey, lags(4)			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
4	<b>16.934</b>	<b>4</b>	<b>0.0020</b>
H0: no serial correlation			

Anexo 64 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1.0.0)\* para o retorno das ações da empresa Suzano Papel até 3º trimestre de 2008.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 58		Number of obs =		58		
Log likelihood = -16.66701		wald chi2(1) =		137.03		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retsuzanop~1	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ar L1.	.6733688	.0575232	11.71	0.000	.5606254	.7861122
/sigma	.3208476	.0211425	15.18	0.000	.279409	.3622862
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	58	.	-16.66701	2	37.33402	41.4549
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	58	0.0000	0.0000	33.73		0.0000

<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
1	2.446	1	0.1178
H0: no serial correlation			
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
2	5.425	2	0.0664
H0: no serial correlation			
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
3	6.075	3	0.1080
H0: no serial correlation			
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2
4	9.041	4	0.0601
H0: no serial correlation			

Anexo 65 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1.0.0)\* para o retorno das ações da empresa Suzano Papel até 3º trimestre de 2009.

ARIMA regression						
Sample: 1 – 62		Number of obs		=	62	
Log likelihood = -16.86508		wald chi2(1)		=	136.59	
		Prob > chi2		=	0.0000	
retsuzanop~1	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ar L1.	.6654747	.0569412	11.69	0.000	.553872	.7770773
/sigma	.3161185	.0201646	15.68	0.000	.2765966	.3556404
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	62	.	-16.86508	2	37.73017	41.98443
<b>. sktest res</b>						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	62	0.0000	0.0000	35.11		0.0000
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	0.954	1	0.3287			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	2.821	2	0.2441			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	3.873	3	0.2755			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	6.319	4	0.1766			
H0: no serial correlation						

Anexo 66 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1.0.0)\* para o retorno das ações da empresa Suzano Papel até 3º trimestre de 2010.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 66		Number of obs =		66		
Log likelihood = -16.21071		wald chi2(1) =		146.55		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retsuzanop~1	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ar L1.	.6609093	.0545947	12.11	0.000	.5539057	.7679129
/sigma	.307995	.0185703	16.59	0.000	.2715979	.3443921
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	66	.	-16.21071	2	36.42141	40.80072
<b>. sktest res</b>						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	66	0.0000	0.0000	37.95	0.0000	

<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	1.113	1	0.2913
H0: no serial correlation			
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
2	3.110	2	0.2112
H0: no serial correlation			
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
3	4.398	3	0.2216
H0: no serial correlation			
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>			
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation			
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
4	6.921	4	0.1401
H0: no serial correlation			

Anexo 67 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1)\* para o retorno das ações da empresa Telef Brasil até 3º trimestre de 2008.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 58		Number of obs =		58		
Log likelihood = 2.408639		wald chi2(1) =		33.41		
		Prob > chi2 =		0.0000		
rettelefbr~1	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.6853122	.1185655	5.78	0.000	.4529281	.9176964
/sigma	.2308622	.0168422	13.71	0.000	.1978521	.2638724
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	58	.	2.408639	2	-.817279	3.303607
<b>. sktest res</b>						
Skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(skewness)	Pr(kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	70	0.0063	0.0007	15.03	0.0005	
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	1.785	1	0.1816			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	6.720	2	0.0347			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	11.669	3	0.0086			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	12.232	4	0.0157			
H0: no serial correlation						

Anexo 68 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Telef Brasil até 3º trimestre de 2009.

ARIMA regression						
Sample: 1 – 62		Number of obs =		62		
Log likelihood = 3.653526		wald chi2(1) =		33.09		
		Prob > chi2 =		0.0000		
rettelefbr~1	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.662643	.1151993	5.75	0.000	.4368564	.8884295
/sigma	.2270626	.0159429	14.24	0.000	.1958151	.2583101
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	62	.	3.653526	2	-3.307051	.9472173
<b>. sktest res</b>						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	70	0.0057	0.0009	14.74		0.0006
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
1	1.711	1	0.1909			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
2	6.566	2	0.0375			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
3	11.436	3	0.0096			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
4	11.882	4	0.0183			

Anexo 69 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1)\* para o retorno das ações da empresa Telef Brasil até 3º trimestre de 2010.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 66			Number of obs =		66	
Log likelihood = 5.464799			wald chi2(1) =		34.16	
			Prob > chi2 =		0.0000	
rettelefbr~1	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.638407	.1092267	5.84	0.000	.4243266	.8524873
/sigma	.2218611	.0147059	15.09	0.000	.1930379	.2506842
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	66	.	5.464799	2	-6.929598	-2.550289
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	70	0.0041	0.0008	15.31	0.0005	
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	1.680	1	0.1949			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	7.467	2	0.0239			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	11.863	3	0.0079			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	12.447	4	0.0143			
H0: no serial correlation						

Anexo 70 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1.0.0)\* para o retorno das ações da empresa Usiminas até 3º trimestre de 2008.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 58		Number of obs		=	58	
Log likelihood = -19.77172		wald chi2(1)		=	102.70	
		Prob > chi2		=	0.0000	
retusiminas	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ar L1.	.6654786	.0656679	10.13	0.000	.5367719	.7941853
/sigma	.338548	.0257526	13.15	0.000	.2880738	.3890221
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	58	.	-19.77172	2	43.54343	47.66432
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	70	0.0000	0.0000	47.49	0.0000	
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
1	1.943	1	0.1634			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
2	8.038	2	0.0180			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
3	20.388	3	0.0001			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
4	34.843	4	0.0000			
H0: no serial correlation						

Anexo 71 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1.0.0)\* para o retorno das ações da empresa Usiminas até 3º trimestre de 2009.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 62		Number of obs =		62		
Log likelihood = -20.82087		wald chi2(1) =		88.85		
		Prob > chi2 =		0.0000		
retusiminas	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ar L1.	.646302	.0685676	9.43	0.000	.5119121	.780692
/sigma	.3370651	.0250825	13.44	0.000	.2879044	.3862258
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	62	.	-20.82087	2	45.64173	49.896
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2	
res	70	0.0000	0.0000	43.72	0.0000	
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	3.734	1	0.0533			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	11.716	2	0.0029			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	26.112	3	0.0000			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	35.662	4	0.0000			
H0: no serial correlation						

Anexo 72 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1.0.0) para o retorno das ações da empresa Usiminas até 3º trimestre de 2010.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 66		Number of obs		=	66	
Log likelihood = -20.12383		wald chi2(1)		=	100.78	
		Prob > chi2		=	0.0000	
retusiminas	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>ARMA</b>						
ar L1.	.6452671	.064277	10.04	0.000	.5192865	.7712476
/sigma	.3268967	.0226943	14.40	0.000	.2824167	.3713767
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	66	.	-20.12383	2	44.24765	48.62696
<b>. sktest res</b>						
Skewness/Kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	70	0.0000	0.0000	43.72		0.0000
<b>. estat bgofrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
1	3.477	1	0.0622			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgofrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
2	10.518	2	0.0052			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgofrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
3	24.307	3	0.0000			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgofrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
4	35.207	4	0.0000			
H0: no serial correlation						

Anexo 73 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (1.0.0) para o retorno das ações da empresa Vale até 3º trimestre de 2008.

ARIMA regression						
Sample: 1 – 58		Number of obs		=	58	
Log likelihood = 1.051772		wald chi2(1)		=	15.38	
		Prob > chi2		=	0.0001	
retvale	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retvale</b>						
_cons	.130933	.0667553	1.96	0.050	.0000951	.261771
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.5291882	.1349539	3.92	0.000	.2646834	.793693
/sigma	.2369511	.016394	14.45	0.000	.2048195	.2690828
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	58	.	1.051772	3	3.896456	10.07779
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(skewness)	Pr(kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	70	0.0000	0.0000	35.09		0.0000
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
1	0.315	1	0.5749			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
2	20.967	2	0.0000			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
3	27.173	3	0.0000			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
4	28.590	4	0.0000			
H0: no serial correlation						

Anexo 74 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Vale até 3º trimestre de 2009.

ARIMA regression						
Sample: 1 - 62			Number of obs =		62	
Log likelihood = 2.622037			wald chi2(1) =		22.42	
			Prob > chi2 =		0.0000	
retvale	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retvale</b>						
_cons	.1260785	.0617967	2.04	0.041	.0049591	.2471979
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	.5523632	.1166502	4.74	0.000	.323733	.7809935
/sigma	.2312702	.0149081	15.51	0.000	.2020508	.2604896
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	62	.	2.622037	3	.7559269	7.13733
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(skewness)	Pr(kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	70	0.0000	0.0000	32.60		0.0000
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
1	0.281	1	0.5964			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
2	18.227	2	0.0001			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
3	25.227	3	0.0000			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags( $\rho$ )	chi2	df	Prob > chi2			
4	26.426	4	0.0000			
H0: no serial correlation						

**Anexo 75 – Saída do Stata – Estimação do Modelo ARIMA (0.0.1) para o retorno das ações da empresa Vale até 3º trimestre de 2010.**

ARIMA regression						
Sample: 1 – 66			Number of obs		=	<b>66</b>
Log likelihood = 4.187176			wald chi2(1)		=	<b>24.37</b>
			Prob > chi2		=	<b>0.0000</b>
retvale	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retvale</b>						
_cons	<b>.1224191</b>	<b>.0585352</b>	<b>2.09</b>	<b>0.036</b>	<b>.0076923</b>	<b>.2371459</b>
<b>ARMA</b>						
ma						
L1.	<b>.5504273</b>	<b>.1114973</b>	<b>4.94</b>	<b>0.000</b>	<b>.3318966</b>	<b>.768958</b>
/sigma	<b>.2264761</b>	<b>.0139856</b>	<b>16.19</b>	<b>0.000</b>	<b>.1990649</b>	<b>.2538873</b>
<b>. estat ic</b>						
Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	<b>66</b>	.	<b>4.187176</b>	<b>3</b>	<b>-2.374351</b>	<b>4.194613</b>
<b>. sktest res</b>						
skewness/kurtosis tests for Normality						
Variable	obs	Pr(skewness)	Pr(kurtosis)	adj chi2(2)	joint	Prob>chi2
res	<b>70</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>32.11</b>		<b>0.0000</b>
<b>. estat bgodfrey, lags(1)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
1	<b>0.273</b>	<b>1</b>	<b>0.6011</b>			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(2)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
2	<b>17.218</b>	<b>2</b>	<b>0.0002</b>			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(3)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
3	<b>24.761</b>	<b>3</b>	<b>0.0000</b>			
H0: no serial correlation						
<b>. estat bgodfrey, lags(4)</b>						
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation						
lags(p)	chi2	df	Prob > chi2			
4	<b>25.669</b>	<b>4</b>	<b>0.0000</b>			

Anexo 76 – Saída do Stata – Testes de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa AMBEV.

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retambev	roeambe	.59323	1	0.441	
retambev	ALL	.59323	1	0.441	
roeambe	retambe	.57745	1	0.447	
roeambe	ALL	.57745	1	0.447	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retambe	roeambe	4.4673	2	0.107	
retambe	ALL	4.4673	2	0.107	
roeambe	retambe	2.0513	2	0.359	
roeambe	ALL	2.0513	2	0.359	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retambe	roeambe	4.2833	3	0.232	
retambe	ALL	4.2833	3	0.232	
roeambe	retambe	3.4456	3	0.328	
roeambe	ALL	3.4456	3	0.328	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retambe	roeambe	12.045	4	0.017	
retambe	ALL	12.045	4	0.017	
roeambe	retambe	17.385	4	0.002	
roeambe	ALL	17.385	4	0.002	

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retambeve	roeambeve	<b>14.425</b>	<b>5</b>	<b>0.013</b>	
retambeve	ALL	<b>14.425</b>	<b>5</b>	<b>0.013</b>	
roeambeve	retambeve	<b>15.034</b>	<b>5</b>	<b>0.010</b>	
roeambeve	ALL	<b>15.034</b>	<b>5</b>	<b>0.010</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retambeve	roeambeve	<b>14.834</b>	<b>6</b>	<b>0.022</b>	
retambeve	ALL	<b>14.834</b>	<b>6</b>	<b>0.022</b>	
roeambeve	retambeve	<b>21.551</b>	<b>6</b>	<b>0.001</b>	
roeambeve	ALL	<b>21.551</b>	<b>6</b>	<b>0.001</b>	

**Anexo 77 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Brasil Telec.**

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbrasiltelec	roebrasiltelec	<b>.07605</b>	<b>1</b>	<b>0.783</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>.07605</b>	<b>1</b>	<b>0.783</b>	
roebrasiltelec	retbrasiltelec	<b>.76167</b>	<b>1</b>	<b>0.383</b>	
roebrasiltelec	ALL	<b>.76167</b>	<b>1</b>	<b>0.383</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbrasiltelec	roebrasiltelec	<b>.11928</b>	<b>2</b>	<b>0.942</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>.11928</b>	<b>2</b>	<b>0.942</b>	
roebrasiltelec	retbrasiltelec	<b>1.0597</b>	<b>2</b>	<b>0.589</b>	
roebrasiltelec	ALL	<b>1.0597</b>	<b>2</b>	<b>0.589</b>	

**. vargranger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retbrasilelec	roebrasilelec	<b>.5453</b>	<b>3</b>	<b>0.909</b>
retbrasilelec	ALL	<b>.5453</b>	<b>3</b>	<b>0.909</b>
roebrasilelec	retbrasilelec	<b>1.3673</b>	<b>3</b>	<b>0.713</b>
roebrasilelec	ALL	<b>1.3673</b>	<b>3</b>	<b>0.713</b>

**. vargranger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retbrasilelec	roebrasilelec	<b>1.032</b>	<b>4</b>	<b>0.905</b>
retbrasilelec	ALL	<b>1.032</b>	<b>4</b>	<b>0.905</b>
roebrasilelec	retbrasilelec	<b>5.2017</b>	<b>4</b>	<b>0.267</b>
roebrasilelec	ALL	<b>5.2017</b>	<b>4</b>	<b>0.267</b>

**. vargranger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retbrasilelec	roebrasilelec	<b>5.8714</b>	<b>5</b>	<b>0.319</b>
retbrasilelec	ALL	<b>5.8714</b>	<b>5</b>	<b>0.319</b>
roebrasilelec	retbrasilelec	<b>6.6439</b>	<b>5</b>	<b>0.248</b>
roebrasilelec	ALL	<b>6.6439</b>	<b>5</b>	<b>0.248</b>

**. vargranger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retbrasilelec	roebrasilelec	<b>4.917</b>	<b>6</b>	<b>0.555</b>
retbrasilelec	ALL	<b>4.917</b>	<b>6</b>	<b>0.555</b>
roebrasilelec	retbrasilelec	<b>6.1149</b>	<b>6</b>	<b>0.410</b>
roebrasilelec	ALL	<b>6.1149</b>	<b>6</b>	<b>0.410</b>

Anexo 78 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Braskem.

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	roebraskem	<b>.16313</b>	<b>1</b>	<b>0.686</b>	
retbraskem	ALL	<b>.16313</b>	<b>1</b>	<b>0.686</b>	
roebraskem	retbraskem	<b>3.5207</b>	<b>1</b>	<b>0.061</b>	
roebraskem	ALL	<b>3.5207</b>	<b>1</b>	<b>0.061</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	roebraskem	<b>3.8716</b>	<b>2</b>	<b>0.144</b>	
retbraskem	ALL	<b>3.8716</b>	<b>2</b>	<b>0.144</b>	
roebraskem	retbraskem	<b>6.7753</b>	<b>2</b>	<b>0.034</b>	
roebraskem	ALL	<b>6.7753</b>	<b>2</b>	<b>0.034</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	roebraskem	<b>22.829</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>	
retbraskem	ALL	<b>22.829</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>	
roebraskem	retbraskem	<b>8.5092</b>	<b>3</b>	<b>0.037</b>	
roebraskem	ALL	<b>8.5092</b>	<b>3</b>	<b>0.037</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	roebraskem	<b>26.151</b>	<b>4</b>	<b>0.000</b>	
retbraskem	ALL	<b>26.151</b>	<b>4</b>	<b>0.000</b>	
roebraskem	retbraskem	<b>6.9529</b>	<b>4</b>	<b>0.138</b>	
roebraskem	ALL	<b>6.9529</b>	<b>4</b>	<b>0.138</b>	

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	roebraskem	<b>24.737</b>	<b>5</b>	<b>0.000</b>	
retbraskem	ALL	<b>24.737</b>	<b>5</b>	<b>0.000</b>	
roebraskem	retbraskem	<b>9.0258</b>	<b>5</b>	<b>0.108</b>	
roebraskem	ALL	<b>9.0258</b>	<b>5</b>	<b>0.108</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	roebraskem	<b>31.348</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
retbraskem	ALL	<b>31.348</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
roebraskem	retbraskem	<b>11.332</b>	<b>6</b>	<b>0.079</b>	
roebraskem	ALL	<b>11.332</b>	<b>6</b>	<b>0.079</b>	

**Anexo 79 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Cemig.**

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retcemig	roecemig	<b>.25732</b>	<b>1</b>	<b>0.612</b>	
retcemig	ALL	<b>.25732</b>	<b>1</b>	<b>0.612</b>	
roecemig	retcemig	<b>4.8949</b>	<b>1</b>	<b>0.027</b>	
roecemig	ALL	<b>4.8949</b>	<b>1</b>	<b>0.027</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retcemig	roecemig	<b>1.0613</b>	<b>2</b>	<b>0.588</b>	
retcemig	ALL	<b>1.0613</b>	<b>2</b>	<b>0.588</b>	
roecemig	retcemig	<b>2.4602</b>	<b>2</b>	<b>0.292</b>	
roecemig	ALL	<b>2.4602</b>	<b>2</b>	<b>0.292</b>	

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retcemig	roecemig	<b>8.556</b>	<b>3</b>	<b>0.036</b>	
retcemig	ALL	<b>8.556</b>	<b>3</b>	<b>0.036</b>	
roecemig	retcemig	<b>2.0004</b>	<b>3</b>	<b>0.572</b>	
roecemig	ALL	<b>2.0004</b>	<b>3</b>	<b>0.572</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retcemig	roecemig	<b>8.8218</b>	<b>4</b>	<b>0.066</b>	
retcemig	ALL	<b>8.8218</b>	<b>4</b>	<b>0.066</b>	
roecemig	retcemig	<b>1.3703</b>	<b>4</b>	<b>0.849</b>	
roecemig	ALL	<b>1.3703</b>	<b>4</b>	<b>0.849</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retcemig	roecemig	<b>11.316</b>	<b>5</b>	<b>0.045</b>	
retcemig	ALL	<b>11.316</b>	<b>5</b>	<b>0.045</b>	
roecemig	retcemig	<b>3.2992</b>	<b>5</b>	<b>0.654</b>	
roecemig	ALL	<b>3.2992</b>	<b>5</b>	<b>0.654</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retcemig	roecemig	<b>13.813</b>	<b>6</b>	<b>0.032</b>	
retcemig	ALL	<b>13.813</b>	<b>6</b>	<b>0.032</b>	
roecemig	retcemig	<b>5.1106</b>	<b>6</b>	<b>0.530</b>	
roecemig	ALL	<b>5.1106</b>	<b>6</b>	<b>0.530</b>	

Anexo 80 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Eletrobras.

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
reteleetrobras	roeeleetrobras	<b>2.4223</b>	<b>1</b>	<b>0.120</b>	
reteleetrobras	ALL	<b>2.4223</b>	<b>1</b>	<b>0.120</b>	
roeeleetrobras	reteleetrobras	<b>2.4416</b>	<b>1</b>	<b>0.118</b>	
roeeleetrobras	ALL	<b>2.4416</b>	<b>1</b>	<b>0.118</b>	

  

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
reteleetrobras	roeeleetrobras	<b>4.7634</b>	<b>2</b>	<b>0.092</b>	
reteleetrobras	ALL	<b>4.7634</b>	<b>2</b>	<b>0.092</b>	
roeeleetrobras	reteleetrobras	<b>2.2091</b>	<b>2</b>	<b>0.331</b>	
roeeleetrobras	ALL	<b>2.2091</b>	<b>2</b>	<b>0.331</b>	

  

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
reteleetrobras	roeeleetrobras	<b>4.5095</b>	<b>3</b>	<b>0.211</b>	
reteleetrobras	ALL	<b>4.5095</b>	<b>3</b>	<b>0.211</b>	
roeeleetrobras	reteleetrobras	<b>3.8101</b>	<b>3</b>	<b>0.283</b>	
roeeleetrobras	ALL	<b>3.8101</b>	<b>3</b>	<b>0.283</b>	

  

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
reteleetrobras	roeeleetrobras	<b>8.2498</b>	<b>4</b>	<b>0.083</b>	
reteleetrobras	ALL	<b>8.2498</b>	<b>4</b>	<b>0.083</b>	
roeeleetrobras	reteleetrobras	<b>5.3006</b>	<b>4</b>	<b>0.258</b>	
roeeleetrobras	ALL	<b>5.3006</b>	<b>4</b>	<b>0.258</b>	

**. vargranger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
reteleetrobras	roeeleetrobras	<b>9.3818</b>	<b>5</b>	<b>0.095</b>
reteleetrobras	ALL	<b>9.3818</b>	<b>5</b>	<b>0.095</b>
roeeleetrobras	reteleetrobras	<b>6.8635</b>	<b>5</b>	<b>0.231</b>
roeeleetrobras	ALL	<b>6.8635</b>	<b>5</b>	<b>0.231</b>

**. vargranger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
reteleetrobras	roeeleetrobras	<b>10.001</b>	<b>6</b>	<b>0.125</b>
reteleetrobras	ALL	<b>10.001</b>	<b>6</b>	<b>0.125</b>
roeeleetrobras	reteleetrobras	<b>6.7271</b>	<b>6</b>	<b>0.347</b>
roeeleetrobras	ALL	<b>6.7271</b>	<b>6</b>	<b>0.347</b>

Anexo 81– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Gerdaumet.

**. vargranger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retgerdaumet	roegerdaumet	<b>.06225</b>	<b>1</b>	<b>0.803</b>
retgerdaumet	ALL	<b>.06225</b>	<b>1</b>	<b>0.803</b>
roegerdaumet	retgerdaumet	<b>24.958</b>	<b>1</b>	<b>0.000</b>
roegerdaumet	ALL	<b>24.958</b>	<b>1</b>	<b>0.000</b>

**. vargranger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retgerdaumet	roegerdaumet	<b>.09509</b>	<b>2</b>	<b>0.954</b>
retgerdaumet	ALL	<b>.09509</b>	<b>2</b>	<b>0.954</b>
roegerdaumet	retgerdaumet	<b>21.886</b>	<b>2</b>	<b>0.000</b>
roegerdaumet	ALL	<b>21.886</b>	<b>2</b>	<b>0.000</b>

**. vargranger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retgerdaumet	roegerdaumet	<b>1.0645</b>	<b>3</b>	<b>0.786</b>
retgerdaumet	ALL	<b>1.0645</b>	<b>3</b>	<b>0.786</b>
roegerdaumet	retgerdaumet	<b>14.492</b>	<b>3</b>	<b>0.002</b>
roegerdaumet	ALL	<b>14.492</b>	<b>3</b>	<b>0.002</b>

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retgerdaumet	roegerdaumet	<b>1.2719</b>	<b>4</b>	<b>0.866</b>
retgerdaumet	ALL	<b>1.2719</b>	<b>4</b>	<b>0.866</b>
roegerdaumet	retgerdaumet	<b>13.46</b>	<b>4</b>	<b>0.009</b>
roegerdaumet	ALL	<b>13.46</b>	<b>4</b>	<b>0.009</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retgerdaumet	roegerdaumet	<b>2.7549</b>	<b>5</b>	<b>0.738</b>
retgerdaumet	ALL	<b>2.7549</b>	<b>5</b>	<b>0.738</b>
roegerdaumet	retgerdaumet	<b>15.905</b>	<b>5</b>	<b>0.007</b>
roegerdaumet	ALL	<b>15.905</b>	<b>5</b>	<b>0.007</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retgerdaumet	roegerdaumet	<b>3.9695</b>	<b>6</b>	<b>0.681</b>
retgerdaumet	ALL	<b>3.9695</b>	<b>6</b>	<b>0.681</b>
roegerdaumet	retgerdaumet	<b>18.587</b>	<b>6</b>	<b>0.005</b>
roegerdaumet	ALL	<b>18.587</b>	<b>6</b>	<b>0.005</b>

**Anexo 82 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Klabin S/A.**

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retklabinsa	roeklabinsa	<b>2.3446</b>	<b>1</b>	<b>0.126</b>
retklabinsa	ALL	<b>2.3446</b>	<b>1</b>	<b>0.126</b>
roeklabinsa	retklabinsa	<b>4.9723</b>	<b>1</b>	<b>0.026</b>
roeklabinsa	ALL	<b>4.9723</b>	<b>1</b>	<b>0.026</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retklabinsa	roeklabinsa	<b>.89758</b>	<b>2</b>	<b>0.638</b>
retklabinsa	ALL	<b>.89758</b>	<b>2</b>	<b>0.638</b>
roeklabinsa	retklabinsa	<b>2.9799</b>	<b>2</b>	<b>0.225</b>
roeklabinsa	ALL	<b>2.9799</b>	<b>2</b>	<b>0.225</b>

**. vargranger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retklabinsa	roeklabinsa	<b>1.8306</b>	<b>3</b>	<b>0.608</b>
retklabinsa	ALL	<b>1.8306</b>	<b>3</b>	<b>0.608</b>
roeklabinsa	retklabinsa	<b>4.6661</b>	<b>3</b>	<b>0.198</b>
roeklabinsa	ALL	<b>4.6661</b>	<b>3</b>	<b>0.198</b>

**. vargranger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retklabinsa	roeklabinsa	<b>2.9519</b>	<b>4</b>	<b>0.566</b>
retklabinsa	ALL	<b>2.9519</b>	<b>4</b>	<b>0.566</b>
roeklabinsa	retklabinsa	<b>6.512</b>	<b>4</b>	<b>0.164</b>
roeklabinsa	ALL	<b>6.512</b>	<b>4</b>	<b>0.164</b>

**. vargranger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retklabinsa	roeklabinsa	<b>2.6478</b>	<b>5</b>	<b>0.754</b>
retklabinsa	ALL	<b>2.6478</b>	<b>5</b>	<b>0.754</b>
roeklabinsa	retklabinsa	<b>9.7583</b>	<b>5</b>	<b>0.082</b>
roeklabinsa	ALL	<b>9.7583</b>	<b>5</b>	<b>0.082</b>

**. vargranger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retklabinsa	roeklabinsa	<b>4.7156</b>	<b>6</b>	<b>0.581</b>
retklabinsa	ALL	<b>4.7156</b>	<b>6</b>	<b>0.581</b>
roeklabinsa	retklabinsa	<b>8.141</b>	<b>6</b>	<b>0.228</b>
roeklabinsa	ALL	<b>8.141</b>	<b>6</b>	<b>0.228</b>

**Anexo 83 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Light S/A.**

**. vargranger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlightsa	roelightsa	<b>.1442</b>	<b>1</b>	<b>0.704</b>
retlightsa	ALL	<b>.1442</b>	<b>1</b>	<b>0.704</b>
roelightsa	retlightsa	<b>1.1631</b>	<b>1</b>	<b>0.281</b>
roelightsa	ALL	<b>1.1631</b>	<b>1</b>	<b>0.281</b>

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlightsa	roelightsa	<b>.87002</b>	<b>2</b>	<b>0.647</b>
retlightsa	ALL	<b>.87002</b>	<b>2</b>	<b>0.647</b>
roelightsa	retlightsa	<b>1.7677</b>	<b>2</b>	<b>0.413</b>
roelightsa	ALL	<b>1.7677</b>	<b>2</b>	<b>0.413</b>

vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlightsa	roelightsa	<b>18.078</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>
retlightsa	ALL	<b>18.078</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>
roelightsa	retlightsa	<b>3.3494</b>	<b>3</b>	<b>0.341</b>
roelightsa	ALL	<b>3.3494</b>	<b>3</b>	<b>0.341</b>

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlightsa	roelightsa	<b>18.772</b>	<b>4</b>	<b>0.001</b>
retlightsa	ALL	<b>18.772</b>	<b>4</b>	<b>0.001</b>
roelightsa	retlightsa	<b>5.7284</b>	<b>4</b>	<b>0.220</b>
roelightsa	ALL	<b>5.7284</b>	<b>4</b>	<b>0.220</b>

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlightsa	roelightsa	<b>21.926</b>	<b>5</b>	<b>0.001</b>
retlightsa	ALL	<b>21.926</b>	<b>5</b>	<b>0.001</b>
roelightsa	retlightsa	<b>8.3109</b>	<b>5</b>	<b>0.140</b>
roelightsa	ALL	<b>8.3109</b>	<b>5</b>	<b>0.140</b>

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlightsa	roelightsa	<b>23.663</b>	<b>6</b>	<b>0.001</b>
retlightsa	ALL	<b>23.663</b>	<b>6</b>	<b>0.001</b>
roelightsa	retlightsa	<b>9.4439</b>	<b>6</b>	<b>0.150</b>
roelightsa	ALL	<b>9.4439</b>	<b>6</b>	<b>0.150</b>

Anexo 84 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Lojas Americanas.

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retlojasameric	roelojasameric	<b>1.7148</b>	<b>1</b>	<b>0.190</b>	
retlojasameric	ALL	<b>1.7148</b>	<b>1</b>	<b>0.190</b>	
roelojasameric	retlojasameric	<b>.1397</b>	<b>1</b>	<b>0.709</b>	
roelojasameric	ALL	<b>.1397</b>	<b>1</b>	<b>0.709</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retlojasameric	roelojasameric	<b>2.2494</b>	<b>2</b>	<b>0.325</b>	
retlojasameric	ALL	<b>2.2494</b>	<b>2</b>	<b>0.325</b>	
roelojasameric	retlojasameric	<b>.39979</b>	<b>2</b>	<b>0.819</b>	
roelojasameric	ALL	<b>.39979</b>	<b>2</b>	<b>0.819</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retlojasameric	roelojasameric	<b>3.4973</b>	<b>3</b>	<b>0.321</b>	
retlojasameric	ALL	<b>3.4973</b>	<b>3</b>	<b>0.321</b>	
roelojasameric	retlojasameric	<b>.84348</b>	<b>3</b>	<b>0.839</b>	
roelojasameric	ALL	<b>.84348</b>	<b>3</b>	<b>0.839</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retlojasameric	roelojasameric	<b>4.3052</b>	<b>4</b>	<b>0.366</b>	
retlojasameric	ALL	<b>4.3052</b>	<b>4</b>	<b>0.366</b>	
roelojasameric	retlojasameric	<b>.81915</b>	<b>4</b>	<b>0.936</b>	
roelojasameric	ALL	<b>.81915</b>	<b>4</b>	<b>0.936</b>	

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retlojasameric	roelojasameric	<b>3.8694</b>	<b>5</b>	<b>0.568</b>	
retlojasameric	ALL	<b>3.8694</b>	<b>5</b>	<b>0.568</b>	
roelojasameric	retlojasameric	<b>6.3739</b>	<b>5</b>	<b>0.272</b>	
roelojasameric	ALL	<b>6.3739</b>	<b>5</b>	<b>0.272</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retlojasameric	roelojasameric	<b>8.3772</b>	<b>6</b>	<b>0.212</b>	
retlojasameric	ALL	<b>8.3772</b>	<b>6</b>	<b>0.212</b>	
roelojasameric	retlojasameric	<b>7.3184</b>	<b>6</b>	<b>0.292</b>	
roelojasameric	ALL	<b>7.3184</b>	<b>6</b>	<b>0.292</b>	

**Anexo 85 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Marcopolo.**

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retmarcopolo	resroemarcopolo	<b>.61208</b>	<b>1</b>	<b>0.434</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>.61208</b>	<b>1</b>	<b>0.434</b>	
resroemarcopolo	retmarcopolo	<b>.45259</b>	<b>1</b>	<b>0.501</b>	
resroemarcopolo	ALL	<b>.45259</b>	<b>1</b>	<b>0.501</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retmarcopolo	resroemarcopolo	<b>1.9978</b>	<b>2</b>	<b>0.368</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>1.9978</b>	<b>2</b>	<b>0.368</b>	
resroemarcopolo	retmarcopolo	<b>4.5551</b>	<b>2</b>	<b>0.103</b>	
resroemarcopolo	ALL	<b>4.5551</b>	<b>2</b>	<b>0.103</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retmarcopolo	resroemarcopolo	<b>3.762</b>	<b>3</b>	<b>0.288</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>3.762</b>	<b>3</b>	<b>0.288</b>	
resroemarcopolo	retmarcopolo	<b>4.0465</b>	<b>3</b>	<b>0.256</b>	
resroemarcopolo	ALL	<b>4.0465</b>	<b>3</b>	<b>0.256</b>	

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retmarcopolo	resroemarcopolo	<b>4.4005</b>	<b>4</b>	<b>0.355</b>
retmarcopolo	ALL	<b>4.4005</b>	<b>4</b>	<b>0.355</b>
resroemarcopolo	retmarcopolo	<b>2.4468</b>	<b>4</b>	<b>0.654</b>
resroemarcopolo	ALL	<b>2.4468</b>	<b>4</b>	<b>0.654</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retmarcopolo	resroemarcopolo	<b>7.8392</b>	<b>5</b>	<b>0.165</b>
retmarcopolo	ALL	<b>7.8392</b>	<b>5</b>	<b>0.165</b>
resroemarcopolo	retmarcopolo	<b>2.1519</b>	<b>5</b>	<b>0.828</b>
resroemarcopolo	ALL	<b>2.1519</b>	<b>5</b>	<b>0.828</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retmarcopolo	resroemarcopolo	<b>3.1311</b>	<b>6</b>	<b>0.792</b>
retmarcopolo	ALL	<b>3.1311</b>	<b>6</b>	<b>0.792</b>
resroemarcopolo	retmarcopolo	<b>1.6222</b>	<b>6</b>	<b>0.951</b>
resroemarcopolo	ALL	<b>1.6222</b>	<b>6</b>	<b>0.951</b>

Anexo 86 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Pão de Açúcar.

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	roepacucarcbd	<b>.41943</b>	<b>1</b>	<b>0.517</b>
retpacucarcbd	ALL	<b>.41943</b>	<b>1</b>	<b>0.517</b>
roepacucarcbd	retpacucarcbd	<b>4.6457</b>	<b>1</b>	<b>0.031</b>
roepacucarcbd	ALL	<b>4.6457</b>	<b>1</b>	<b>0.031</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	roepacucarcbd	<b>3.9892</b>	<b>2</b>	<b>0.136</b>
retpacucarcbd	ALL	<b>3.9892</b>	<b>2</b>	<b>0.136</b>
roepacucarcbd	retpacucarcbd	<b>7.0661</b>	<b>2</b>	<b>0.029</b>
roepacucarcbd	ALL	<b>7.0661</b>	<b>2</b>	<b>0.029</b>

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	roepacucarcbd	<b>4.5836</b>	<b>3</b>	<b>0.205</b>
retpacucarcbd	ALL	<b>4.5836</b>	<b>3</b>	<b>0.205</b>
roepacucarcbd	retpacucarcbd	<b>6.688</b>	<b>3</b>	<b>0.083</b>
roepacucarcbd	ALL	<b>6.688</b>	<b>3</b>	<b>0.083</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	roepacucarcbd	<b>9.8052</b>	<b>4</b>	<b>0.044</b>
retpacucarcbd	ALL	<b>9.8052</b>	<b>4</b>	<b>0.044</b>
roepacucarcbd	retpacucarcbd	<b>7.9855</b>	<b>4</b>	<b>0.092</b>
roepacucarcbd	ALL	<b>7.9855</b>	<b>4</b>	<b>0.092</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	roepacucarcbd	<b>11.429</b>	<b>5</b>	<b>0.044</b>
retpacucarcbd	ALL	<b>11.429</b>	<b>5</b>	<b>0.044</b>
roepacucarcbd	retpacucarcbd	<b>10.377</b>	<b>5</b>	<b>0.065</b>
roepacucarcbd	ALL	<b>10.377</b>	<b>5</b>	<b>0.065</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	roepacucarcbd	<b>11.295</b>	<b>6</b>	<b>0.080</b>
retpacucarcbd	ALL	<b>11.295</b>	<b>6</b>	<b>0.080</b>
roepacucarcbd	retpacucarcbd	<b>9.0968</b>	<b>6</b>	<b>0.168</b>
roepacucarcbd	ALL	<b>9.0968</b>	<b>6</b>	<b>0.168</b>

Anexo 87 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Petrobrás.

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retpetrobras	roepetrobras	<b>.67647</b>	<b>1</b>	<b>0.411</b>	
retpetrobras	ALL	<b>.67647</b>	<b>1</b>	<b>0.411</b>	
roepetrobras	retpetrobras	<b>3.7933</b>	<b>1</b>	<b>0.051</b>	
roepetrobras	ALL	<b>3.7933</b>	<b>1</b>	<b>0.051</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retpetrobras	roepetrobras	<b>.49333</b>	<b>2</b>	<b>0.781</b>	
retpetrobras	ALL	<b>.49333</b>	<b>2</b>	<b>0.781</b>	
roepetrobras	retpetrobras	<b>.68387</b>	<b>2</b>	<b>0.710</b>	
roepetrobras	ALL	<b>.68387</b>	<b>2</b>	<b>0.710</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retpetrobras	roepetrobras	<b>1.5782</b>	<b>3</b>	<b>0.664</b>	
retpetrobras	ALL	<b>1.5782</b>	<b>3</b>	<b>0.664</b>	
roepetrobras	retpetrobras	<b>6.3774</b>	<b>3</b>	<b>0.095</b>	
roepetrobras	ALL	<b>6.3774</b>	<b>3</b>	<b>0.095</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retpetrobras	roepetrobras	<b>4.3083</b>	<b>4</b>	<b>0.366</b>	
retpetrobras	ALL	<b>4.3083</b>	<b>4</b>	<b>0.366</b>	
roepetrobras	retpetrobras	<b>16.52</b>	<b>4</b>	<b>0.002</b>	
roepetrobras	ALL	<b>16.52</b>	<b>4</b>	<b>0.002</b>	

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpetrobras	roepetrobras	<b>7.5298</b>	<b>5</b>	<b>0.184</b>
retpetrobras	ALL	<b>7.5298</b>	<b>5</b>	<b>0.184</b>
roepetrobras	retpetrobras	<b>15.168</b>	<b>5</b>	<b>0.010</b>
roepetrobras	ALL	<b>15.168</b>	<b>5</b>	<b>0.010</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpetrobras	roepetrobras	<b>7.1256</b>	<b>6</b>	<b>0.309</b>
retpetrobras	ALL	<b>7.1256</b>	<b>6</b>	<b>0.309</b>
roepetrobras	retpetrobras	<b>12.692</b>	<b>6</b>	<b>0.048</b>
roepetrobras	ALL	<b>12.692</b>	<b>6</b>	<b>0.048</b>

**Anexo 88 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Randon Part.**

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retrandonpart	roerandonpart	<b>.07318</b>	<b>1</b>	<b>0.787</b>
retrandonpart	ALL	<b>.07318</b>	<b>1</b>	<b>0.787</b>
roerandonpart	retrandonpart	<b>.32655</b>	<b>1</b>	<b>0.568</b>
roerandonpart	ALL	<b>.32655</b>	<b>1</b>	<b>0.568</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retrandonpart	roerandonpart	<b>1.3648</b>	<b>2</b>	<b>0.505</b>
retrandonpart	ALL	<b>1.3648</b>	<b>2</b>	<b>0.505</b>
roerandonpart	retrandonpart	<b>.92916</b>	<b>2</b>	<b>0.628</b>
roerandonpart	ALL	<b>.92916</b>	<b>2</b>	<b>0.628</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retrandonpart	roerandonpart	<b>1.0709</b>	<b>3</b>	<b>0.784</b>
retrandonpart	ALL	<b>1.0709</b>	<b>3</b>	<b>0.784</b>
roerandonpart	retrandonpart	<b>14.585</b>	<b>3</b>	<b>0.002</b>
roerandonpart	ALL	<b>14.585</b>	<b>3</b>	<b>0.002</b>

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retrandonpart	roerandonpart	<b>1.6268</b>	<b>4</b>	<b>0.804</b>	
retrandonpart	ALL	<b>1.6268</b>	<b>4</b>	<b>0.804</b>	
roerandonpart	retrandonpart	<b>19.15</b>	<b>4</b>	<b>0.001</b>	
roerandonpart	ALL	<b>19.15</b>	<b>4</b>	<b>0.001</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retrandonpart	roerandonpart	<b>2.0588</b>	<b>5</b>	<b>0.841</b>	
retrandonpart	ALL	<b>2.0588</b>	<b>5</b>	<b>0.841</b>	
roerandonpart	retrandonpart	<b>18.934</b>	<b>5</b>	<b>0.002</b>	
roerandonpart	ALL	<b>18.934</b>	<b>5</b>	<b>0.002</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retrandonpart	roerandonpart	<b>2.4147</b>	<b>6</b>	<b>0.878</b>	
retrandonpart	ALL	<b>2.4147</b>	<b>6</b>	<b>0.878</b>	
roerandonpart	retrandonpart	<b>19.104</b>	<b>6</b>	<b>0.004</b>	
roerandonpart	ALL	<b>19.104</b>	<b>6</b>	<b>0.004</b>	

**Anexo 89 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Sid Nacional.**

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retsidnacional	resroesidnacional	<b>.69855</b>	<b>1</b>	<b>0.403</b>	
retsidnacional	ALL	<b>.69855</b>	<b>1</b>	<b>0.403</b>	
resroesidnacional	retsidnacional	<b>.46387</b>	<b>1</b>	<b>0.496</b>	
resroesidnacional	ALL	<b>.46387</b>	<b>1</b>	<b>0.496</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retsidnacional	resroesidnacional	<b>3.8632</b>	<b>2</b>	<b>0.145</b>	
retsidnacional	ALL	<b>3.8632</b>	<b>2</b>	<b>0.145</b>	
resroesidnacional	retsidnacional	<b>1.9785</b>	<b>2</b>	<b>0.372</b>	
resroesidnacional	ALL	<b>1.9785</b>	<b>2</b>	<b>0.372</b>	

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsidnacional	resroesidnacional	ALL	<b>7.1047</b>	<b>3</b>	<b>0.069</b>
retsidnacional		ALL	<b>7.1047</b>	<b>3</b>	<b>0.069</b>
resroesidnacional	retsidnacional	ALL	<b>2.5012</b>	<b>3</b>	<b>0.475</b>
resroesidnacional		ALL	<b>2.5012</b>	<b>3</b>	<b>0.475</b>

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsidnacional	resroesidnacional	ALL	<b>8.4475</b>	<b>4</b>	<b>0.076</b>
retsidnacional		ALL	<b>8.4475</b>	<b>4</b>	<b>0.076</b>
resroesidnacional	retsidnacional	ALL	<b>6.8854</b>	<b>4</b>	<b>0.142</b>
resroesidnacional		ALL	<b>6.8854</b>	<b>4</b>	<b>0.142</b>

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsidnacional	resroesidnacional	ALL	<b>10.518</b>	<b>5</b>	<b>0.062</b>
retsidnacional		ALL	<b>10.518</b>	<b>5</b>	<b>0.062</b>
resroesidnacional	retsidnacional	ALL	<b>7.085</b>	<b>5</b>	<b>0.214</b>
resroesidnacional		ALL	<b>7.085</b>	<b>5</b>	<b>0.214</b>

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsidnacional	resroesidnacional	ALL	<b>12.126</b>	<b>6</b>	<b>0.059</b>
retsidnacional		ALL	<b>12.126</b>	<b>6</b>	<b>0.059</b>
resroesidnacional	retsidnacional	ALL	<b>11.303</b>	<b>6</b>	<b>0.079</b>
resroesidnacional		ALL	<b>11.303</b>	<b>6</b>	<b>0.079</b>

Anexo 90 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Souza Cruz.

. var granger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsouzacruz	resroesouzacruz	<b>7.4664</b>	<b>1</b>	<b>0.006</b>	
retsouzacruz	ALL	<b>7.4664</b>	<b>1</b>	<b>0.006</b>	
resroesouzacruz	retsouzacruz	<b>.40934</b>	<b>1</b>	<b>0.522</b>	
resroesouzacruz	ALL	<b>.40934</b>	<b>1</b>	<b>0.522</b>	

  

. var granger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsouzacruz	resroesouzacruz	<b>8.0993</b>	<b>2</b>	<b>0.017</b>	
retsouzacruz	ALL	<b>8.0993</b>	<b>2</b>	<b>0.017</b>	
resroesouzacruz	retsouzacruz	<b>.94761</b>	<b>2</b>	<b>0.623</b>	
resroesouzacruz	ALL	<b>.94761</b>	<b>2</b>	<b>0.623</b>	

  

. var granger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsouzacruz	resroesouzacruz	<b>8.1415</b>	<b>3</b>	<b>0.043</b>	
retsouzacruz	ALL	<b>8.1415</b>	<b>3</b>	<b>0.043</b>	
resroesouzacruz	retsouzacruz	<b>3.027</b>	<b>3</b>	<b>0.387</b>	
resroesouzacruz	ALL	<b>3.027</b>	<b>3</b>	<b>0.387</b>	

  

. var granger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsouzacruz	resroesouzacruz	<b>9.4158</b>	<b>4</b>	<b>0.052</b>	
retsouzacruz	ALL	<b>9.4158</b>	<b>4</b>	<b>0.052</b>	
resroesouzacruz	retsouzacruz	<b>3.4358</b>	<b>4</b>	<b>0.488</b>	
resroesouzacruz	ALL	<b>3.4358</b>	<b>4</b>	<b>0.488</b>	

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsouzacruz	resroesouzacruz	<b>9.4853</b>	<b>5</b>	<b>0.091</b>
retsouzacruz	ALL	<b>9.4853</b>	<b>5</b>	<b>0.091</b>
resroesouzacruz	retsouzacruz	<b>5.059</b>	<b>5</b>	<b>0.409</b>
resroesouzacruz	ALL	<b>5.059</b>	<b>5</b>	<b>0.409</b>

  

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsouzacruz	resroesouzacruz	<b>11.827</b>	<b>6</b>	<b>0.066</b>
retsouzacruz	ALL	<b>11.827</b>	<b>6</b>	<b>0.066</b>
resroesouzacruz	retsouzacruz	<b>6.2176</b>	<b>6</b>	<b>0.399</b>
resroesouzacruz	ALL	<b>6.2176</b>	<b>6</b>	<b>0.399</b>

**Anexo 91 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Suzano Papel.**

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsuzanopapel	roesuzanopapel	<b>.06148</b>	<b>1</b>	<b>0.804</b>
retsuzanopapel	ALL	<b>.06148</b>	<b>1</b>	<b>0.804</b>
roesuzanopapel	retsuzanopapel	<b>2.8328</b>	<b>1</b>	<b>0.092</b>
roesuzanopapel	ALL	<b>2.8328</b>	<b>1</b>	<b>0.092</b>

  

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsuzanopapel	roesuzanopapel	<b>2.6028</b>	<b>2</b>	<b>0.272</b>
retsuzanopapel	ALL	<b>2.6028</b>	<b>2</b>	<b>0.272</b>
roesuzanopapel	retsuzanopapel	<b>.91964</b>	<b>2</b>	<b>0.631</b>
roesuzanopapel	ALL	<b>.91964</b>	<b>2</b>	<b>0.631</b>

  

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsuzanopapel	roesuzanopapel	<b>3.1854</b>	<b>3</b>	<b>0.364</b>
retsuzanopapel	ALL	<b>3.1854</b>	<b>3</b>	<b>0.364</b>
roesuzanopapel	retsuzanopapel	<b>1.7632</b>	<b>3</b>	<b>0.623</b>
roesuzanopapel	ALL	<b>1.7632</b>	<b>3</b>	<b>0.623</b>

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retsuzanopapel	roesuzanopapel	<b>3.7064</b>	<b>4</b>	<b>0.447</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>3.7064</b>	<b>4</b>	<b>0.447</b>	
roesuzanopapel	retsuzanopapel	<b>8.1565</b>	<b>4</b>	<b>0.086</b>	
roesuzanopapel	ALL	<b>8.1565</b>	<b>4</b>	<b>0.086</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retsuzanopapel	roesuzanopapel	<b>4.5299</b>	<b>5</b>	<b>0.476</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>4.5299</b>	<b>5</b>	<b>0.476</b>	
roesuzanopapel	retsuzanopapel	<b>13.971</b>	<b>5</b>	<b>0.016</b>	
roesuzanopapel	ALL	<b>13.971</b>	<b>5</b>	<b>0.016</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retsuzanopapel	roesuzanopapel	<b>6.5776</b>	<b>6</b>	<b>0.362</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>6.5776</b>	<b>6</b>	<b>0.362</b>	
roesuzanopapel	retsuzanopapel	<b>12.982</b>	<b>6</b>	<b>0.043</b>	
roesuzanopapel	ALL	<b>12.982</b>	<b>6</b>	<b>0.043</b>	

**Anexo 92 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Telef Brasil.**

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
rettelefbrasil	roetelefbrasil	<b>.74761</b>	<b>1</b>	<b>0.387</b>	
rettelefbrasil	ALL	<b>.74761</b>	<b>1</b>	<b>0.387</b>	
roetelefbrasil	rettelefbrasil	<b>.01389</b>	<b>1</b>	<b>0.906</b>	
roetelefbrasil	ALL	<b>.01389</b>	<b>1</b>	<b>0.906</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
rettelefbrasil	roetelefbrasil	<b>2.1937</b>	<b>2</b>	<b>0.334</b>	
rettelefbrasil	ALL	<b>2.1937</b>	<b>2</b>	<b>0.334</b>	
roetelefbrasil	rettelefbrasil	<b>1.3245</b>	<b>2</b>	<b>0.516</b>	
roetelefbrasil	ALL	<b>1.3245</b>	<b>2</b>	<b>0.516</b>	

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
rettelefbrasil	roetelefbrasil		<b>2.8216</b>	<b>3</b>	<b>0.420</b>
rettelefbrasil	rettelefbrasil	ALL	<b>2.8216</b>	<b>3</b>	<b>0.420</b>
roetelefbrasil	rettelefbrasil		<b>.49027</b>	<b>3</b>	<b>0.921</b>
roetelefbrasil	roetelefbrasil	ALL	<b>.49027</b>	<b>3</b>	<b>0.921</b>

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
rettelefbrasil	roetelefbrasil		<b>3.2896</b>	<b>4</b>	<b>0.511</b>
rettelefbrasil	rettelefbrasil	ALL	<b>3.2896</b>	<b>4</b>	<b>0.511</b>
roetelefbrasil	rettelefbrasil		<b>.79454</b>	<b>4</b>	<b>0.939</b>
roetelefbrasil	roetelefbrasil	ALL	<b>.79454</b>	<b>4</b>	<b>0.939</b>

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
rettelefbrasil	roetelefbrasil		<b>4.366</b>	<b>5</b>	<b>0.498</b>
rettelefbrasil	rettelefbrasil	ALL	<b>4.366</b>	<b>5</b>	<b>0.498</b>
roetelefbrasil	rettelefbrasil		<b>1.209</b>	<b>5</b>	<b>0.944</b>
roetelefbrasil	roetelefbrasil	ALL	<b>1.209</b>	<b>5</b>	<b>0.944</b>

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
rettelefbrasil	roetelefbrasil		<b>4.5525</b>	<b>6</b>	<b>0.602</b>
rettelefbrasil	rettelefbrasil	ALL	<b>4.5525</b>	<b>6</b>	<b>0.602</b>
roetelefbrasil	rettelefbrasil		<b>3.182</b>	<b>6</b>	<b>0.786</b>
roetelefbrasil	roetelefbrasil	ALL	<b>3.182</b>	<b>6</b>	<b>0.786</b>

Anexo 93 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Usiminas.

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retusiminas	roesusiminas	.58742	1	0.443
retusiminas	ALL	.58742	1	0.443
roesusiminas	retusiminas	.982	1	0.322
roesusiminas	ALL	.982	1	0.322

  

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retusiminas	roesusiminas	7.352	2	0.025
retusiminas	ALL	7.352	2	0.025
roesusiminas	retusiminas	2.8717	2	0.238
roesusiminas	ALL	2.8717	2	0.238

  

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retusiminas	roesusiminas	9.3797	3	0.025
retusiminas	ALL	9.3797	3	0.025
roesusiminas	retusiminas	4.6729	3	0.197
roesusiminas	ALL	4.6729	3	0.197

  

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retusiminas	roesusiminas	19.48	4	0.001
retusiminas	ALL	19.48	4	0.001
roesusiminas	retusiminas	5.435	4	0.246
roesusiminas	ALL	5.435	4	0.246

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retusiminas	roeusiminas	<b>29.015</b>	<b>5</b>	<b>0.000</b>	
retusiminas	ALL	<b>29.015</b>	<b>5</b>	<b>0.000</b>	
roeusiminas	retusiminas	<b>10.862</b>	<b>5</b>	<b>0.054</b>	
roeusiminas	ALL	<b>10.862</b>	<b>5</b>	<b>0.054</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retusiminas	roeusiminas	<b>28.085</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
retusiminas	ALL	<b>28.085</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
roeusiminas	retusiminas	<b>12.15</b>	<b>6</b>	<b>0.059</b>	
roeusiminas	ALL	<b>12.15</b>	<b>6</b>	<b>0.059</b>	

Anexo 94 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ROE e RET para a empresa Vale.

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retvale	roevale	<b>.00102</b>	<b>1</b>	<b>0.974</b>	
retvale	ALL	<b>.00102</b>	<b>1</b>	<b>0.974</b>	
roevale	retvale	<b>.0142</b>	<b>1</b>	<b>0.905</b>	
roevale	ALL	<b>.0142</b>	<b>1</b>	<b>0.905</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retvale	roevale	<b>.49578</b>	<b>2</b>	<b>0.780</b>	
retvale	ALL	<b>.49578</b>	<b>2</b>	<b>0.780</b>	
roevale	retvale	<b>2.1356</b>	<b>2</b>	<b>0.344</b>	
roevale	ALL	<b>2.1356</b>	<b>2</b>	<b>0.344</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retvale	roevale	<b>2.842</b>	<b>3</b>	<b>0.417</b>	
retvale	ALL	<b>2.842</b>	<b>3</b>	<b>0.417</b>	
roevale	retvale	<b>1.6781</b>	<b>3</b>	<b>0.642</b>	
roevale	ALL	<b>1.6781</b>	<b>3</b>	<b>0.642</b>	

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retvale	roevale	<b>3.2438</b>	<b>4</b>	<b>0.518</b>	
retvale	ALL	<b>3.2438</b>	<b>4</b>	<b>0.518</b>	
roevale	retvale	<b>6.0986</b>	<b>4</b>	<b>0.192</b>	
roevale	ALL	<b>6.0986</b>	<b>4</b>	<b>0.192</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retvale	roevale	<b>5.3359</b>	<b>5</b>	<b>0.376</b>	
retvale	ALL	<b>5.3359</b>	<b>5</b>	<b>0.376</b>	
roevale	retvale	<b>12.282</b>	<b>5</b>	<b>0.031</b>	
roevale	ALL	<b>12.282</b>	<b>5</b>	<b>0.031</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retvale	roevale	<b>5.4748</b>	<b>6</b>	<b>0.485</b>	
retvale	ALL	<b>5.4748</b>	<b>6</b>	<b>0.485</b>	
roevale	retvale	<b>13.578</b>	<b>6</b>	<b>0.035</b>	
roevale	ALL	<b>13.578</b>	<b>6</b>	<b>0.035</b>	

**Anexo 95 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Ambev.**

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retambev	ceambev	<b>.20863</b>	<b>1</b>	<b>0.648</b>	
retambev	ALL	<b>.20863</b>	<b>1</b>	<b>0.648</b>	
ceambev	retambev	<b>8.1513</b>	<b>1</b>	<b>0.004</b>	
ceambev	ALL	<b>8.1513</b>	<b>1</b>	<b>0.004</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retambev	ceambev	<b>3.0752</b>	<b>2</b>	<b>0.215</b>	
retambev	ALL	<b>3.0752</b>	<b>2</b>	<b>0.215</b>	
ceambev	retambev	<b>3.3747</b>	<b>2</b>	<b>0.185</b>	
ceambev	ALL	<b>3.3747</b>	<b>2</b>	<b>0.185</b>	

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retambeve	ceambeve	<b>3.6059</b>	<b>3</b>	<b>0.307</b>	
retambeve	ALL	<b>3.6059</b>	<b>3</b>	<b>0.307</b>	
ceambeve	retambeve	<b>4.8845</b>	<b>3</b>	<b>0.180</b>	
ceambeve	ALL	<b>4.8845</b>	<b>3</b>	<b>0.180</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retambeve	ceambeve	<b>6.8522</b>	<b>4</b>	<b>0.144</b>	
retambeve	ALL	<b>6.8522</b>	<b>4</b>	<b>0.144</b>	
ceambeve	retambeve	<b>6.3026</b>	<b>4</b>	<b>0.178</b>	
ceambeve	ALL	<b>6.3026</b>	<b>4</b>	<b>0.178</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retambeve	ceambeve	<b>6.2201</b>	<b>5</b>	<b>0.285</b>	
retambeve	ALL	<b>6.2201</b>	<b>5</b>	<b>0.285</b>	
ceambeve	retambeve	<b>10.614</b>	<b>5</b>	<b>0.060</b>	
ceambeve	ALL	<b>10.614</b>	<b>5</b>	<b>0.060</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retambeve	ceambeve	<b>8.8173</b>	<b>6</b>	<b>0.184</b>	
retambeve	ALL	<b>8.8173</b>	<b>6</b>	<b>0.184</b>	
ceambeve	retambeve	<b>12.521</b>	<b>6</b>	<b>0.051</b>	
ceambeve	ALL	<b>12.521</b>	<b>6</b>	<b>0.051</b>	

Anexo 96 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Brasil Telec.

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbrasiltelec	cebrasiltelec	<b>.01111</b>	<b>1</b>	<b>0.916</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>.01111</b>	<b>1</b>	<b>0.916</b>	
cebrasiltelec	retbrasiltelec	<b>1.2157</b>	<b>1</b>	<b>0.270</b>	
cebrasiltelec	ALL	<b>1.2157</b>	<b>1</b>	<b>0.270</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbrasiltelec	cebrasiltelec	<b>.12694</b>	<b>2</b>	<b>0.939</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>.12694</b>	<b>2</b>	<b>0.939</b>	
cebrasiltelec	retbrasiltelec	<b>7.9847</b>	<b>2</b>	<b>0.018</b>	
cebrasiltelec	ALL	<b>7.9847</b>	<b>2</b>	<b>0.018</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbrasiltelec	cebrasiltelec	<b>.3006</b>	<b>3</b>	<b>0.960</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>.3006</b>	<b>3</b>	<b>0.960</b>	
cebrasiltelec	retbrasiltelec	<b>10.158</b>	<b>3</b>	<b>0.017</b>	
cebrasiltelec	ALL	<b>10.158</b>	<b>3</b>	<b>0.017</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbrasiltelec	cebrasiltelec	<b>1.0453</b>	<b>4</b>	<b>0.903</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>1.0453</b>	<b>4</b>	<b>0.903</b>	
cebrasiltelec	retbrasiltelec	<b>14.065</b>	<b>4</b>	<b>0.007</b>	
cebrasiltelec	ALL	<b>14.065</b>	<b>4</b>	<b>0.007</b>	

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbrasiltelec	cebrasiltelec	<b>8.38</b>	<b>5</b>	<b>0.137</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>8.38</b>	<b>5</b>	<b>0.137</b>	
cebrasiltelec	retbrasiltelec	<b>12.341</b>	<b>5</b>	<b>0.030</b>	
cebrasiltelec	ALL	<b>12.341</b>	<b>5</b>	<b>0.030</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbrasiltelec	cebrasiltelec	<b>8.0174</b>	<b>6</b>	<b>0.237</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>8.0174</b>	<b>6</b>	<b>0.237</b>	
cebrasiltelec	retbrasiltelec	<b>11.469</b>	<b>6</b>	<b>0.075</b>	
cebrasiltelec	ALL	<b>11.469</b>	<b>6</b>	<b>0.075</b>	

**Anexo 97 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Braskem.**

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	cebraskem	<b>1.4379</b>	<b>1</b>	<b>0.230</b>	
retbraskem	ALL	<b>1.4379</b>	<b>1</b>	<b>0.230</b>	
cebraskem	retbraskem	<b>.82375</b>	<b>1</b>	<b>0.364</b>	
cebraskem	ALL	<b>.82375</b>	<b>1</b>	<b>0.364</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	cebraskem	<b>8.4791</b>	<b>2</b>	<b>0.014</b>	
retbraskem	ALL	<b>8.4791</b>	<b>2</b>	<b>0.014</b>	
cebraskem	retbraskem	<b>1.1523</b>	<b>2</b>	<b>0.562</b>	
cebraskem	ALL	<b>1.1523</b>	<b>2</b>	<b>0.562</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	cebraskem	<b>10.059</b>	<b>3</b>	<b>0.018</b>	
retbraskem	ALL	<b>10.059</b>	<b>3</b>	<b>0.018</b>	
cebraskem	retbraskem	<b>1.2818</b>	<b>3</b>	<b>0.733</b>	
cebraskem	ALL	<b>1.2818</b>	<b>3</b>	<b>0.733</b>	

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	cebraskem	<b>10.091</b>	<b>4</b>	<b>0.039</b>	
retbraskem	ALL	<b>10.091</b>	<b>4</b>	<b>0.039</b>	
cebraskem	retbraskem	<b>2.7458</b>	<b>4</b>	<b>0.601</b>	
cebraskem	ALL	<b>2.7458</b>	<b>4</b>	<b>0.601</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	cebraskem	<b>10.409</b>	<b>5</b>	<b>0.064</b>	
retbraskem	ALL	<b>10.409</b>	<b>5</b>	<b>0.064</b>	
cebraskem	retbraskem	<b>3.3914</b>	<b>5</b>	<b>0.640</b>	
cebraskem	ALL	<b>3.3914</b>	<b>5</b>	<b>0.640</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	cebraskem	<b>15.743</b>	<b>6</b>	<b>0.015</b>	
retbraskem	ALL	<b>15.743</b>	<b>6</b>	<b>0.015</b>	
cebraskem	retbraskem	<b>4.2813</b>	<b>6</b>	<b>0.639</b>	
cebraskem	ALL	<b>4.2813</b>	<b>6</b>	<b>0.639</b>	

Anexo 98 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Cemig.

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retcemig	cecemig	<b>.65829</b>	<b>1</b>	<b>0.417</b>	
retcemig	ALL	<b>.65829</b>	<b>1</b>	<b>0.417</b>	
cecemig	retcemig	<b>.17897</b>	<b>1</b>	<b>0.672</b>	
cecemig	ALL	<b>.17897</b>	<b>1</b>	<b>0.672</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retcemig	cecemig	<b>.20845</b>	<b>2</b>	<b>0.901</b>	
retcemig	ALL	<b>.20845</b>	<b>2</b>	<b>0.901</b>	
cecemig	retcemig	<b>3.0522</b>	<b>2</b>	<b>0.217</b>	
cecemig	ALL	<b>3.0522</b>	<b>2</b>	<b>0.217</b>	

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retcemig	cecemig	<b>.84966</b>	<b>3</b>	<b>0.838</b>	
retcemig	ALL	<b>.84966</b>	<b>3</b>	<b>0.838</b>	
cecemig	retcemig	<b>8.6266</b>	<b>3</b>	<b>0.035</b>	
cecemig	ALL	<b>8.6266</b>	<b>3</b>	<b>0.035</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retcemig	cecemig	<b>2.4067</b>	<b>4</b>	<b>0.661</b>	
retcemig	ALL	<b>2.4067</b>	<b>4</b>	<b>0.661</b>	
cecemig	retcemig	<b>11.799</b>	<b>4</b>	<b>0.019</b>	
cecemig	ALL	<b>11.799</b>	<b>4</b>	<b>0.019</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retcemig	cecemig	<b>5.4654</b>	<b>5</b>	<b>0.362</b>	
retcemig	ALL	<b>5.4654</b>	<b>5</b>	<b>0.362</b>	
cecemig	retcemig	<b>13.535</b>	<b>5</b>	<b>0.019</b>	
cecemig	ALL	<b>13.535</b>	<b>5</b>	<b>0.019</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retcemig	cecemig	<b>6.0263</b>	<b>6</b>	<b>0.420</b>	
retcemig	ALL	<b>6.0263</b>	<b>6</b>	<b>0.420</b>	
cecemig	retcemig	<b>14.176</b>	<b>6</b>	<b>0.028</b>	
cecemig	ALL	<b>14.176</b>	<b>6</b>	<b>0.028</b>	

Anexo 99 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Eletrobras.

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
reteletobras	ceeletrobras	<b>22.647</b>	<b>1</b>	<b>0.000</b>	
reteletobras	ALL	<b>22.647</b>	<b>1</b>	<b>0.000</b>	
ceeletrobras	reteletobras	<b>.58476</b>	<b>1</b>	<b>0.444</b>	
ceeletrobras	ALL	<b>.58476</b>	<b>1</b>	<b>0.444</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
reteletobras	ceeletrobras	<b>2.0893</b>	<b>2</b>	<b>0.352</b>	
reteletobras	ALL	<b>2.0893</b>	<b>2</b>	<b>0.352</b>	
ceeletrobras	reteletobras	<b>3.9837</b>	<b>2</b>	<b>0.136</b>	
ceeletrobras	ALL	<b>3.9837</b>	<b>2</b>	<b>0.136</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
reteletobras	ceeletrobras	<b>6.2219</b>	<b>3</b>	<b>0.101</b>	
reteletobras	ALL	<b>6.2219</b>	<b>3</b>	<b>0.101</b>	
ceeletrobras	reteletobras	<b>6.1883</b>	<b>3</b>	<b>0.103</b>	
ceeletrobras	ALL	<b>6.1883</b>	<b>3</b>	<b>0.103</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
reteletobras	ceeletrobras	<b>8.5467</b>	<b>4</b>	<b>0.073</b>	
reteletobras	ALL	<b>8.5467</b>	<b>4</b>	<b>0.073</b>	
ceeletrobras	reteletobras	<b>10.389</b>	<b>4</b>	<b>0.034</b>	
ceeletrobras	ALL	<b>10.389</b>	<b>4</b>	<b>0.034</b>	

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
reteleetrobras	ceeletrobras	<b>10.813</b>	<b>5</b>	<b>0.055</b>
reteleetrobras	ALL	<b>10.813</b>	<b>5</b>	<b>0.055</b>
ceeletrobras	reteleetrobras	<b>19.071</b>	<b>5</b>	<b>0.002</b>
ceeletrobras	ALL	<b>19.071</b>	<b>5</b>	<b>0.002</b>

  

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
reteleetrobras	ceeletrobras	<b>10.531</b>	<b>6</b>	<b>0.104</b>
reteleetrobras	ALL	<b>10.531</b>	<b>6</b>	<b>0.104</b>
ceeletrobras	reteleetrobras	<b>22.468</b>	<b>6</b>	<b>0.001</b>
ceeletrobras	ALL	<b>22.468</b>	<b>6</b>	<b>0.001</b>

Anexo 100– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Gerdau.

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retgerdau	cegerdau	<b>3.7612</b>	<b>1</b>	<b>0.052</b>
retgerdau	ALL	<b>3.7612</b>	<b>1</b>	<b>0.052</b>
cegerdau	retgerdau	<b>.50396</b>	<b>1</b>	<b>0.478</b>
cegerdau	ALL	<b>.50396</b>	<b>1</b>	<b>0.478</b>

  

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retgerdau	cegerdau	<b>4.1087</b>	<b>2</b>	<b>0.128</b>
retgerdau	ALL	<b>4.1087</b>	<b>2</b>	<b>0.128</b>
cegerdau	retgerdau	<b>.17967</b>	<b>2</b>	<b>0.914</b>
cegerdau	ALL	<b>.17967</b>	<b>2</b>	<b>0.914</b>

  

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retgerdau	cegerdau	<b>4.4955</b>	<b>3</b>	<b>0.213</b>
retgerdau	ALL	<b>4.4955</b>	<b>3</b>	<b>0.213</b>
cegerdau	retgerdau	<b>.48718</b>	<b>3</b>	<b>0.922</b>
cegerdau	ALL	<b>.48718</b>	<b>3</b>	<b>0.922</b>

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdau	cegerdau	<b>5.6903</b>	<b>4</b>	<b>0.223</b>	
retgerdau	ALL	<b>5.6903</b>	<b>4</b>	<b>0.223</b>	
cegerdau	retgerdau	<b>8.6476</b>	<b>4</b>	<b>0.071</b>	
cegerdau	ALL	<b>8.6476</b>	<b>4</b>	<b>0.071</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdau	cegerdau	<b>9.2879</b>	<b>5</b>	<b>0.098</b>	
retgerdau	ALL	<b>9.2879</b>	<b>5</b>	<b>0.098</b>	
cegerdau	retgerdau	<b>14.109</b>	<b>5</b>	<b>0.015</b>	
cegerdau	ALL	<b>14.109</b>	<b>5</b>	<b>0.015</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdau	cegerdau	<b>12.822</b>	<b>6</b>	<b>0.046</b>	
retgerdau	ALL	<b>12.822</b>	<b>6</b>	<b>0.046</b>	
cegerdau	retgerdau	<b>13.945</b>	<b>6</b>	<b>0.030</b>	
cegerdau	ALL	<b>13.945</b>	<b>6</b>	<b>0.030</b>	

**Anexo 101 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Gerdau Met.**

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdaumet	cegerdaumet	<b>1.9519</b>	<b>1</b>	<b>0.162</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>1.9519</b>	<b>1</b>	<b>0.162</b>	
cegerdaumet	retgerdaumet	<b>.27725</b>	<b>1</b>	<b>0.599</b>	
cegerdaumet	ALL	<b>.27725</b>	<b>1</b>	<b>0.599</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdaumet	cegerdaumet	<b>5.6703</b>	<b>2</b>	<b>0.059</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>5.6703</b>	<b>2</b>	<b>0.059</b>	
cegerdaumet	retgerdaumet	<b>1.2356</b>	<b>2</b>	<b>0.539</b>	
cegerdaumet	ALL	<b>1.2356</b>	<b>2</b>	<b>0.539</b>	

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retgerdaumet	cegerdaumet		<b>6.4789</b>	<b>3</b>	<b>0.090</b>
retgerdaumet	ALL		<b>6.4789</b>	<b>3</b>	<b>0.090</b>
cegerdaumet	retgerdaumet		<b>2.1939</b>	<b>3</b>	<b>0.533</b>
cegerdaumet	ALL		<b>2.1939</b>	<b>3</b>	<b>0.533</b>

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retgerdaumet	cegerdaumet		<b>6.851</b>	<b>4</b>	<b>0.144</b>
retgerdaumet	ALL		<b>6.851</b>	<b>4</b>	<b>0.144</b>
cegerdaumet	retgerdaumet		<b>11.066</b>	<b>4</b>	<b>0.026</b>
cegerdaumet	ALL		<b>11.066</b>	<b>4</b>	<b>0.026</b>

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retgerdaumet	cegerdaumet		<b>7.295</b>	<b>5</b>	<b>0.200</b>
retgerdaumet	ALL		<b>7.295</b>	<b>5</b>	<b>0.200</b>
cegerdaumet	retgerdaumet		<b>5.345</b>	<b>5</b>	<b>0.375</b>
cegerdaumet	ALL		<b>5.345</b>	<b>5</b>	<b>0.375</b>

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retgerdaumet	cegerdaumet		<b>7.5449</b>	<b>6</b>	<b>0.273</b>
retgerdaumet	ALL		<b>7.5449</b>	<b>6</b>	<b>0.273</b>
cegerdaumet	retgerdaumet		<b>18.196</b>	<b>6</b>	<b>0.006</b>
cegerdaumet	ALL		<b>18.196</b>	<b>6</b>	<b>0.006</b>

Anexo 102 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Klabin.

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retklabinsa	ceklabinsa	<b>4.4807</b>	<b>1</b>	<b>0.034</b>	
retklabinsa	ALL	<b>4.4807</b>	<b>1</b>	<b>0.034</b>	
ceklabinsa	retklabinsa	<b>.86868</b>	<b>1</b>	<b>0.351</b>	
ceklabinsa	ALL	<b>.86868</b>	<b>1</b>	<b>0.351</b>	

  

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retklabinsa	ceklabinsa	<b>6.0611</b>	<b>2</b>	<b>0.048</b>	
retklabinsa	ALL	<b>6.0611</b>	<b>2</b>	<b>0.048</b>	
ceklabinsa	retklabinsa	<b>3.7825</b>	<b>2</b>	<b>0.151</b>	
ceklabinsa	ALL	<b>3.7825</b>	<b>2</b>	<b>0.151</b>	

  

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retklabinsa	ceklabinsa	<b>6.8861</b>	<b>3</b>	<b>0.076</b>	
retklabinsa	ALL	<b>6.8861</b>	<b>3</b>	<b>0.076</b>	
ceklabinsa	retklabinsa	<b>7.1198</b>	<b>3</b>	<b>0.068</b>	
ceklabinsa	ALL	<b>7.1198</b>	<b>3</b>	<b>0.068</b>	

  

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retklabinsa	ceklabinsa	<b>7.0774</b>	<b>4</b>	<b>0.132</b>	
retklabinsa	ALL	<b>7.0774</b>	<b>4</b>	<b>0.132</b>	
ceklabinsa	retklabinsa	<b>8.2878</b>	<b>4</b>	<b>0.082</b>	
ceklabinsa	ALL	<b>8.2878</b>	<b>4</b>	<b>0.082</b>	

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retklabinsa	ceklabinsa	<b>8.8671</b>	<b>5</b>	<b>0.114</b>
retklabinsa	ALL	<b>8.8671</b>	<b>5</b>	<b>0.114</b>
ceklabinsa	retklabinsa	<b>32.372</b>	<b>5</b>	<b>0.000</b>
ceklabinsa	ALL	<b>32.372</b>	<b>5</b>	<b>0.000</b>

  

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retklabinsa	ceklabinsa	<b>8.5917</b>	<b>6</b>	<b>0.198</b>
retklabinsa	ALL	<b>8.5917</b>	<b>6</b>	<b>0.198</b>
ceklabinsa	retklabinsa	<b>16.885</b>	<b>6</b>	<b>0.010</b>
ceklabinsa	ALL	<b>16.885</b>	<b>6</b>	<b>0.010</b>

Anexo 103 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Ligth SA.

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlightsa	celightsa	<b>.21762</b>	<b>1</b>	<b>0.641</b>
retlightsa	ALL	<b>.21762</b>	<b>1</b>	<b>0.641</b>
celightsa	retlightsa	<b>.68905</b>	<b>1</b>	<b>0.406</b>
celightsa	ALL	<b>.68905</b>	<b>1</b>	<b>0.406</b>

  

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlightsa	celightsa	<b>2.2605</b>	<b>2</b>	<b>0.323</b>
retlightsa	ALL	<b>2.2605</b>	<b>2</b>	<b>0.323</b>
celightsa	retlightsa	<b>5.0775</b>	<b>2</b>	<b>0.079</b>
celightsa	ALL	<b>5.0775</b>	<b>2</b>	<b>0.079</b>

  

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlightsa	celightsa	<b>2.5475</b>	<b>3</b>	<b>0.467</b>
retlightsa	ALL	<b>2.5475</b>	<b>3</b>	<b>0.467</b>
celightsa	retlightsa	<b>3.0618</b>	<b>3</b>	<b>0.382</b>
celightsa	ALL	<b>3.0618</b>	<b>3</b>	<b>0.382</b>

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlightsa	celightsa	<b>3.0523</b>	<b>4</b>	<b>0.549</b>	
retlightsa	ALL	<b>3.0523</b>	<b>4</b>	<b>0.549</b>	
celightsa	retlightsa	<b>2.6602</b>	<b>4</b>	<b>0.616</b>	
celightsa	ALL	<b>2.6602</b>	<b>4</b>	<b>0.616</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlightsa	celightsa	<b>2.4493</b>	<b>5</b>	<b>0.784</b>	
retlightsa	ALL	<b>2.4493</b>	<b>5</b>	<b>0.784</b>	
celightsa	retlightsa	<b>2.7917</b>	<b>5</b>	<b>0.732</b>	
celightsa	ALL	<b>2.7917</b>	<b>5</b>	<b>0.732</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlightsa	celightsa	<b>4.8688</b>	<b>6</b>	<b>0.561</b>	
retlightsa	ALL	<b>4.8688</b>	<b>6</b>	<b>0.561</b>	
celightsa	retlightsa	<b>4.1531</b>	<b>6</b>	<b>0.656</b>	
celightsa	ALL	<b>4.1531</b>	<b>6</b>	<b>0.656</b>	

**Anexo 104– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Lojas Americanas.**

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlojasameric	celojasameric	<b>.05688</b>	<b>1</b>	<b>0.811</b>	
retlojasameric	ALL	<b>.05688</b>	<b>1</b>	<b>0.811</b>	
celojasameric	retlojasameric	<b>.14814</b>	<b>1</b>	<b>0.700</b>	
celojasameric	ALL	<b>.14814</b>	<b>1</b>	<b>0.700</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlojasameric	celojasameric	<b>1.2415</b>	<b>2</b>	<b>0.538</b>	
retlojasameric	ALL	<b>1.2415</b>	<b>2</b>	<b>0.538</b>	
celojasameric	retlojasameric	<b>.88832</b>	<b>2</b>	<b>0.641</b>	
celojasameric	ALL	<b>.88832</b>	<b>2</b>	<b>0.641</b>	

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlojasameric	celojasameric		<b>4.5505</b>	<b>3</b>	<b>0.208</b>
retlojasameric		ALL	<b>4.5505</b>	<b>3</b>	<b>0.208</b>
celojasameric	retlojasameric		<b>.38648</b>	<b>3</b>	<b>0.943</b>
celojasameric		ALL	<b>.38648</b>	<b>3</b>	<b>0.943</b>

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlojasameric	celojasameric		<b>6.1043</b>	<b>4</b>	<b>0.191</b>
retlojasameric		ALL	<b>6.1043</b>	<b>4</b>	<b>0.191</b>
celojasameric	retlojasameric		<b>5.5766</b>	<b>4</b>	<b>0.233</b>
celojasameric		ALL	<b>5.5766</b>	<b>4</b>	<b>0.233</b>

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlojasameric	celojasameric		<b>5.9275</b>	<b>5</b>	<b>0.313</b>
retlojasameric		ALL	<b>5.9275</b>	<b>5</b>	<b>0.313</b>
celojasameric	retlojasameric		<b>7.3822</b>	<b>5</b>	<b>0.194</b>
celojasameric		ALL	<b>7.3822</b>	<b>5</b>	<b>0.194</b>

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlojasameric	celojasameric		<b>8.6262</b>	<b>6</b>	<b>0.196</b>
retlojasameric		ALL	<b>8.6262</b>	<b>6</b>	<b>0.196</b>
celojasameric	retlojasameric		<b>7.0376</b>	<b>6</b>	<b>0.317</b>
celojasameric		ALL	<b>7.0376</b>	<b>6</b>	<b>0.317</b>

Anexo 105 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Marcopolo.

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retmarcopolo	cemarcopolo	<b>.7916</b>	<b>1</b>	<b>0.374</b>
retmarcopolo	ALL	<b>.7916</b>	<b>1</b>	<b>0.374</b>
cemarcopolo	retmarcopolo	<b>.10748</b>	<b>1</b>	<b>0.743</b>
cemarcopolo	ALL	<b>.10748</b>	<b>1</b>	<b>0.743</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retmarcopolo	cemarcopolo	<b>1.6276</b>	<b>2</b>	<b>0.443</b>
retmarcopolo	ALL	<b>1.6276</b>	<b>2</b>	<b>0.443</b>
cemarcopolo	retmarcopolo	<b>1.1293</b>	<b>2</b>	<b>0.569</b>
cemarcopolo	ALL	<b>1.1293</b>	<b>2</b>	<b>0.569</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retmarcopolo	cemarcopolo	<b>3.1069</b>	<b>3</b>	<b>0.375</b>
retmarcopolo	ALL	<b>3.1069</b>	<b>3</b>	<b>0.375</b>
cemarcopolo	retmarcopolo	<b>1.3206</b>	<b>3</b>	<b>0.724</b>
cemarcopolo	ALL	<b>1.3206</b>	<b>3</b>	<b>0.724</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retmarcopolo	cemarcopolo	<b>3.8487</b>	<b>4</b>	<b>0.427</b>
retmarcopolo	ALL	<b>3.8487</b>	<b>4</b>	<b>0.427</b>
cemarcopolo	retmarcopolo	<b>4.6822</b>	<b>4</b>	<b>0.321</b>
cemarcopolo	ALL	<b>4.6822</b>	<b>4</b>	<b>0.321</b>

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retmarcopolo	cemarcopolo	<b>13.39</b>	<b>5</b>	<b>0.020</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>13.39</b>	<b>5</b>	<b>0.020</b>	
cemarcopolo	retmarcopolo	<b>4.8681</b>	<b>5</b>	<b>0.432</b>	
cemarcopolo	ALL	<b>4.8681</b>	<b>5</b>	<b>0.432</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retmarcopolo	cemarcopolo	<b>23.638</b>	<b>6</b>	<b>0.001</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>23.638</b>	<b>6</b>	<b>0.001</b>	
cemarcopolo	retmarcopolo	<b>8.1931</b>	<b>6</b>	<b>0.224</b>	
cemarcopolo	ALL	<b>8.1931</b>	<b>6</b>	<b>0.224</b>	

Anexo 106 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Eletrobras até 3º trimestre de 2008.

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retpacucarcbd	cepacucarcbd	<b>.8244</b>	<b>1</b>	<b>0.364</b>	
retpacucarcbd	ALL	<b>.8244</b>	<b>1</b>	<b>0.364</b>	
cepacucarcbd	retpacucarcbd	<b>1.3637</b>	<b>1</b>	<b>0.243</b>	
cepacucarcbd	ALL	<b>1.3637</b>	<b>1</b>	<b>0.243</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retpacucarcbd	cepacucarcbd	<b>.558</b>	<b>2</b>	<b>0.757</b>	
retpacucarcbd	ALL	<b>.558</b>	<b>2</b>	<b>0.757</b>	
cepacucarcbd	retpacucarcbd	<b>1.8177</b>	<b>2</b>	<b>0.403</b>	
cepacucarcbd	ALL	<b>1.8177</b>	<b>2</b>	<b>0.403</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retpacucarcbd	cepacucarcbd	<b>2.9982</b>	<b>3</b>	<b>0.392</b>	
retpacucarcbd	ALL	<b>2.9982</b>	<b>3</b>	<b>0.392</b>	
cepacucarcbd	retpacucarcbd	<b>3.8004</b>	<b>3</b>	<b>0.284</b>	
cepacucarcbd	ALL	<b>3.8004</b>	<b>3</b>	<b>0.284</b>	

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retpacucarcbd	cepacucarcbd	<b>3.8545</b>	<b>4</b>	<b>0.426</b>	
retpacucarcbd	ALL	<b>3.8545</b>	<b>4</b>	<b>0.426</b>	
cepacucarcbd	retpacucarcbd	<b>6.358</b>	<b>4</b>	<b>0.174</b>	
cepacucarcbd	ALL	<b>6.358</b>	<b>4</b>	<b>0.174</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retpacucarcbd	cepacucarcbd	<b>3.8071</b>	<b>5</b>	<b>0.578</b>	
retpacucarcbd	ALL	<b>3.8071</b>	<b>5</b>	<b>0.578</b>	
cepacucarcbd	retpacucarcbd	<b>7.8266</b>	<b>5</b>	<b>0.166</b>	
cepacucarcbd	ALL	<b>7.8266</b>	<b>5</b>	<b>0.166</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retpacucarcbd	cepacucarcbd	<b>5.3146</b>	<b>6</b>	<b>0.504</b>	
retpacucarcbd	ALL	<b>5.3146</b>	<b>6</b>	<b>0.504</b>	
cepacucarcbd	retpacucarcbd	<b>9.7778</b>	<b>6</b>	<b>0.134</b>	
cepacucarcbd	ALL	<b>9.7778</b>	<b>6</b>	<b>0.134</b>	

**Anexo 107 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Radon Part.**

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retrandonpart	rescerandon	<b>.014</b>	<b>1</b>	<b>0.906</b>	
retrandonpart	ALL	<b>.014</b>	<b>1</b>	<b>0.906</b>	
rescerandon	retrandonpart	<b>.05974</b>	<b>1</b>	<b>0.807</b>	
rescerandon	ALL	<b>.05974</b>	<b>1</b>	<b>0.807</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retrandonpart	rescerandon	<b>.03509</b>	<b>2</b>	<b>0.983</b>	
retrandonpart	ALL	<b>.03509</b>	<b>2</b>	<b>0.983</b>	
rescerandon	retrandonpart	<b>1.1828</b>	<b>2</b>	<b>0.554</b>	
rescerandon	ALL	<b>1.1828</b>	<b>2</b>	<b>0.554</b>	

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retrandonpart	retrandonpart	rescerandon	<b>.05658</b>	<b>3</b>	<b>0.996</b>
		ALL	<b>.05658</b>	<b>3</b>	<b>0.996</b>
rescerandon	rescerandon	retrandonpart	<b>3.5546</b>	<b>3</b>	<b>0.314</b>
		ALL	<b>3.5546</b>	<b>3</b>	<b>0.314</b>

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retrandonpart	retrandonpart	rescerandon	<b>1.5291</b>	<b>4</b>	<b>0.821</b>
		ALL	<b>1.5291</b>	<b>4</b>	<b>0.821</b>
rescerandon	rescerandon	retrandonpart	<b>2.6176</b>	<b>4</b>	<b>0.624</b>
		ALL	<b>2.6176</b>	<b>4</b>	<b>0.624</b>

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retrandonpart	retrandonpart	rescerandon	<b>1.44</b>	<b>5</b>	<b>0.920</b>
		ALL	<b>1.44</b>	<b>5</b>	<b>0.920</b>
rescerandon	rescerandon	retrandonpart	<b>2.9015</b>	<b>5</b>	<b>0.715</b>
		ALL	<b>2.9015</b>	<b>5</b>	<b>0.715</b>

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retrandonpart	retrandonpart	rescerandon	<b>7.674</b>	<b>6</b>	<b>0.263</b>
		ALL	<b>7.674</b>	<b>6</b>	<b>0.263</b>
rescerandon	rescerandon	retrandonpart	<b>3.2322</b>	<b>6</b>	<b>0.779</b>
		ALL	<b>3.2322</b>	<b>6</b>	<b>0.779</b>

Anexo 108 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Sid Nacional.

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsidnacional	rescesidnacional		.00422	1	0.948
retsidnacional		ALL	.00422	1	0.948
rescesidnacional	retsidnacional		.22129	1	0.638
rescesidnacional		ALL	.22129	1	0.638

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsidnacional	rescesidnacional		2.247	2	0.325
retsidnacional		ALL	2.247	2	0.325
rescesidnacional	retsidnacional		.09381	2	0.954
rescesidnacional		ALL	.09381	2	0.954

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsidnacional	rescesidnacional		2.6467	3	0.449
retsidnacional		ALL	2.6467	3	0.449
rescesidnacional	retsidnacional		1.9877	3	0.575
rescesidnacional		ALL	1.9877	3	0.575

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsidnacional	rescesidnacional		2.9804	4	0.561
retsidnacional		ALL	2.9804	4	0.561
rescesidnacional	retsidnacional		4.3239	4	0.364
rescesidnacional		ALL	4.3239	4	0.364

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retsidnacional	rescesidnacional	<b>8.4341</b>	<b>5</b>	<b>0.134</b>	
retsidnacional	ALL	<b>8.4341</b>	<b>5</b>	<b>0.134</b>	
rescesidnacional	retsidnacional	<b>4.4481</b>	<b>5</b>	<b>0.487</b>	
rescesidnacional	ALL	<b>4.4481</b>	<b>5</b>	<b>0.487</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retsidnacional	rescesidnacional	<b>9.2821</b>	<b>6</b>	<b>0.158</b>	
retsidnacional	ALL	<b>9.2821</b>	<b>6</b>	<b>0.158</b>	
rescesidnacional	retsidnacional	<b>10.298</b>	<b>6</b>	<b>0.113</b>	
rescesidnacional	ALL	<b>10.298</b>	<b>6</b>	<b>0.113</b>	

**Anexo 109 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Souza Cruz.**

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retsouzacruz	cesouzacruz	<b>7.2e-05</b>	<b>1</b>	<b>0.993</b>	
retsouzacruz	ALL	<b>7.2e-05</b>	<b>1</b>	<b>0.993</b>	
cesouzacruz	retsouzacruz	<b>.41799</b>	<b>1</b>	<b>0.518</b>	
cesouzacruz	ALL	<b>.41799</b>	<b>1</b>	<b>0.518</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retsouzacruz	cesouzacruz	<b>2.7321</b>	<b>2</b>	<b>0.255</b>	
retsouzacruz	ALL	<b>2.7321</b>	<b>2</b>	<b>0.255</b>	
cesouzacruz	retsouzacruz	<b>1.2665</b>	<b>2</b>	<b>0.531</b>	
cesouzacruz	ALL	<b>1.2665</b>	<b>2</b>	<b>0.531</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retsouzacruz	cesouzacruz	<b>2.7797</b>	<b>3</b>	<b>0.427</b>	
retsouzacruz	ALL	<b>2.7797</b>	<b>3</b>	<b>0.427</b>	
cesouzacruz	retsouzacruz	<b>2.2694</b>	<b>3</b>	<b>0.518</b>	
cesouzacruz	ALL	<b>2.2694</b>	<b>3</b>	<b>0.518</b>	

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retsouzacruz	cesouzacruz	<b>4.6287</b>	<b>4</b>	<b>0.328</b>	
retsouzacruz	ALL	<b>4.6287</b>	<b>4</b>	<b>0.328</b>	
cesouzacruz	retsouzacruz	<b>4.5153</b>	<b>4</b>	<b>0.341</b>	
cesouzacruz	ALL	<b>4.5153</b>	<b>4</b>	<b>0.341</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retsouzacruz	cesouzacruz	<b>8.521</b>	<b>5</b>	<b>0.130</b>	
retsouzacruz	ALL	<b>8.521</b>	<b>5</b>	<b>0.130</b>	
cesouzacruz	retsouzacruz	<b>4.9688</b>	<b>5</b>	<b>0.420</b>	
cesouzacruz	ALL	<b>4.9688</b>	<b>5</b>	<b>0.420</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retsouzacruz	cesouzacruz	<b>12.07</b>	<b>6</b>	<b>0.060</b>	
retsouzacruz	ALL	<b>12.07</b>	<b>6</b>	<b>0.060</b>	
cesouzacruz	retsouzacruz	<b>5.7536</b>	<b>6</b>	<b>0.451</b>	
cesouzacruz	ALL	<b>5.7536</b>	<b>6</b>	<b>0.451</b>	

Anexo 110 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Suzano Papel.

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retsuzanopapel	cesuzanopapel	<b>.25363</b>	<b>1</b>	<b>0.615</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>.25363</b>	<b>1</b>	<b>0.615</b>	
cesuzanopapel	retsuzanopapel	<b>.01393</b>	<b>1</b>	<b>0.906</b>	
cesuzanopapel	ALL	<b>.01393</b>	<b>1</b>	<b>0.906</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retsuzanopapel	cesuzanopapel	<b>1.9416</b>	<b>2</b>	<b>0.379</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>1.9416</b>	<b>2</b>	<b>0.379</b>	
cesuzanopapel	retsuzanopapel	<b>.60251</b>	<b>2</b>	<b>0.740</b>	
cesuzanopapel	ALL	<b>.60251</b>	<b>2</b>	<b>0.740</b>	

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsuzanopapel	cesuzanopapel	<b>4.8676</b>	<b>3</b>	<b>0.182</b>
retsuzanopapel	ALL	<b>4.8676</b>	<b>3</b>	<b>0.182</b>
cesuzanopapel	retsuzanopapel	<b>.30836</b>	<b>3</b>	<b>0.958</b>
cesuzanopapel	ALL	<b>.30836</b>	<b>3</b>	<b>0.958</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsuzanopapel	cesuzanopapel	<b>4.388</b>	<b>4</b>	<b>0.356</b>
retsuzanopapel	ALL	<b>4.388</b>	<b>4</b>	<b>0.356</b>
cesuzanopapel	retsuzanopapel	<b>1.7445</b>	<b>4</b>	<b>0.783</b>
cesuzanopapel	ALL	<b>1.7445</b>	<b>4</b>	<b>0.783</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsuzanopapel	cesuzanopapel	<b>4.2861</b>	<b>5</b>	<b>0.509</b>
retsuzanopapel	ALL	<b>4.2861</b>	<b>5</b>	<b>0.509</b>
cesuzanopapel	retsuzanopapel	<b>14.793</b>	<b>5</b>	<b>0.011</b>
cesuzanopapel	ALL	<b>14.793</b>	<b>5</b>	<b>0.011</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsuzanopapel	cesuzanopapel	<b>5.6752</b>	<b>6</b>	<b>0.461</b>
retsuzanopapel	ALL	<b>5.6752</b>	<b>6</b>	<b>0.461</b>
cesuzanopapel	retsuzanopapel	<b>30.817</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>
cesuzanopapel	ALL	<b>30.817</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>

Anexo 111 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Telef Brasil.

**var granger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
rettelefbrasil	cetelefbrasil	<b>2.4641</b>	<b>1</b>	<b>0.116</b>
rettelefbrasil	ALL	<b>2.4641</b>	<b>1</b>	<b>0.116</b>
cetelefbrasil	rettelefbrasil	<b>.69907</b>	<b>1</b>	<b>0.403</b>
cetelefbrasil	ALL	<b>.69907</b>	<b>1</b>	<b>0.403</b>

**var granger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
rettelefbrasil	cetelefbrasil	<b>3.5393</b>	<b>2</b>	<b>0.170</b>
rettelefbrasil	ALL	<b>3.5393</b>	<b>2</b>	<b>0.170</b>
cetelefbrasil	rettelefbrasil	<b>2.7585</b>	<b>2</b>	<b>0.252</b>
cetelefbrasil	ALL	<b>2.7585</b>	<b>2</b>	<b>0.252</b>

**var granger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
rettelefbrasil	cetelefbrasil	<b>3.7879</b>	<b>3</b>	<b>0.285</b>
rettelefbrasil	ALL	<b>3.7879</b>	<b>3</b>	<b>0.285</b>
cetelefbrasil	rettelefbrasil	<b>4.4398</b>	<b>3</b>	<b>0.218</b>
cetelefbrasil	ALL	<b>4.4398</b>	<b>3</b>	<b>0.218</b>

**var granger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
rettelefbrasil	cetelefbrasil	<b>6.4765</b>	<b>4</b>	<b>0.166</b>
rettelefbrasil	ALL	<b>6.4765</b>	<b>4</b>	<b>0.166</b>
cetelefbrasil	rettelefbrasil	<b>4.7745</b>	<b>4</b>	<b>0.311</b>
cetelefbrasil	ALL	<b>4.7745</b>	<b>4</b>	<b>0.311</b>

<b>. var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
rettelefbrasil	cetelefbrasil	<b>6.2397</b>	<b>5</b>	<b>0.284</b>
rettelefbrasil	ALL	<b>6.2397</b>	<b>5</b>	<b>0.284</b>
cetelefbrasil	rettelefbrasil	<b>2.7997</b>	<b>5</b>	<b>0.731</b>
cetelefbrasil	ALL	<b>2.7997</b>	<b>5</b>	<b>0.731</b>

  

<b>. var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
rettelefbrasil	cetelefbrasil	<b>7.6322</b>	<b>6</b>	<b>0.266</b>
rettelefbrasil	ALL	<b>7.6322</b>	<b>6</b>	<b>0.266</b>
cetelefbrasil	rettelefbrasil	<b>3.9087</b>	<b>6</b>	<b>0.689</b>
cetelefbrasil	ALL	<b>3.9087</b>	<b>6</b>	<b>0.689</b>

**Anexo 112 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Usiminas.**

<b>. var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retusiminas	ceusiminas	<b>2.7591</b>	<b>1</b>	<b>0.097</b>
retusiminas	ALL	<b>2.7591</b>	<b>1</b>	<b>0.097</b>
ceusiminas	retusiminas	<b>.02261</b>	<b>1</b>	<b>0.880</b>
ceusiminas	ALL	<b>.02261</b>	<b>1</b>	<b>0.880</b>

  

<b>. var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retusiminas	ceusiminas	<b>5.3869</b>	<b>2</b>	<b>0.068</b>
retusiminas	ALL	<b>5.3869</b>	<b>2</b>	<b>0.068</b>
ceusiminas	retusiminas	<b>1.1225</b>	<b>2</b>	<b>0.570</b>
ceusiminas	ALL	<b>1.1225</b>	<b>2</b>	<b>0.570</b>

  

<b>. var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retusiminas	ceusiminas	<b>10.303</b>	<b>3</b>	<b>0.016</b>
retusiminas	ALL	<b>10.303</b>	<b>3</b>	<b>0.016</b>
ceusiminas	retusiminas	<b>1.8141</b>	<b>3</b>	<b>0.612</b>
ceusiminas	ALL	<b>1.8141</b>	<b>3</b>	<b>0.612</b>

```
. vargranger
```

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retusiminas	ceusiminas	<b>10.845</b>	<b>4</b>	<b>0.028</b>
retusiminas	ALL	<b>10.845</b>	<b>4</b>	<b>0.028</b>
ceusiminas	retusiminas	<b>4.1204</b>	<b>4</b>	<b>0.390</b>
ceusiminas	ALL	<b>4.1204</b>	<b>4</b>	<b>0.390</b>

```
. vargranger
```

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retusiminas	ceusiminas	<b>11.977</b>	<b>5</b>	<b>0.035</b>
retusiminas	ALL	<b>11.977</b>	<b>5</b>	<b>0.035</b>
ceusiminas	retusiminas	<b>3.0677</b>	<b>5</b>	<b>0.690</b>
ceusiminas	ALL	<b>3.0677</b>	<b>5</b>	<b>0.690</b>

```
. vargranger
```

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retusiminas	ceusiminas	<b>12.378</b>	<b>6</b>	<b>0.054</b>
retusiminas	ALL	<b>12.378</b>	<b>6</b>	<b>0.054</b>
ceusiminas	retusiminas	<b>3.2904</b>	<b>6</b>	<b>0.772</b>
ceusiminas	ALL	<b>3.2904</b>	<b>6</b>	<b>0.772</b>

Anexo 113 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre CE e RET para a empresa Vale.

```
. vargranger
```

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retvale	resvale	<b>.30565</b>	<b>1</b>	<b>0.580</b>
retvale	ALL	<b>.30565</b>	<b>1</b>	<b>0.580</b>
resvale	retvale	<b>.26468</b>	<b>1</b>	<b>0.607</b>
resvale	ALL	<b>.26468</b>	<b>1</b>	<b>0.607</b>

```
. vargranger
```

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retvale	resvale	<b>.12116</b>	<b>2</b>	<b>0.941</b>
retvale	ALL	<b>.12116</b>	<b>2</b>	<b>0.941</b>
resvale	retvale	<b>3.9404</b>	<b>2</b>	<b>0.139</b>
resvale	ALL	<b>3.9404</b>	<b>2</b>	<b>0.139</b>

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retvale	resvale	<b>1.5722</b>	<b>3</b>	<b>0.666</b>	
retvale	ALL	<b>1.5722</b>	<b>3</b>	<b>0.666</b>	
resvale	retvale	<b>17.937</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>	
resvale	ALL	<b>17.937</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retvale	resvale	<b>1.6049</b>	<b>4</b>	<b>0.808</b>	
retvale	ALL	<b>1.6049</b>	<b>4</b>	<b>0.808</b>	
resvale	retvale	<b>3.9692</b>	<b>4</b>	<b>0.410</b>	
resvale	ALL	<b>3.9692</b>	<b>4</b>	<b>0.410</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retvale	resvale	<b>3.4969</b>	<b>5</b>	<b>0.624</b>	
retvale	ALL	<b>3.4969</b>	<b>5</b>	<b>0.624</b>	
resvale	retvale	<b>6.7533</b>	<b>5</b>	<b>0.240</b>	
resvale	ALL	<b>6.7533</b>	<b>5</b>	<b>0.240</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retvale	resvale	<b>9.6198</b>	<b>6</b>	<b>0.142</b>	
retvale	ALL	<b>9.6198</b>	<b>6</b>	<b>0.142</b>	
resvale	retvale	<b>12.642</b>	<b>6</b>	<b>0.049</b>	
resvale	ALL	<b>12.642</b>	<b>6</b>	<b>0.049</b>	

Anexo 114 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Ambev.

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retambev	gaambev	<b>.95804</b>	<b>1</b>	<b>0.328</b>	
retambev	ALL	<b>.95804</b>	<b>1</b>	<b>0.328</b>	
gaambev	retambev	<b>3.94</b>	<b>1</b>	<b>0.047</b>	
gaambev	ALL	<b>3.94</b>	<b>1</b>	<b>0.047</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retambev	gaambev	<b>.6901</b>	<b>2</b>	<b>0.708</b>	
retambev	ALL	<b>.6901</b>	<b>2</b>	<b>0.708</b>	
gaambev	retambev	<b>9.6147</b>	<b>2</b>	<b>0.008</b>	
gaambev	ALL	<b>9.6147</b>	<b>2</b>	<b>0.008</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retambev	gaambev	<b>1.043</b>	<b>3</b>	<b>0.791</b>	
retambev	ALL	<b>1.043</b>	<b>3</b>	<b>0.791</b>	
gaambev	retambev	<b>2.4827</b>	<b>3</b>	<b>0.478</b>	
gaambev	ALL	<b>2.4827</b>	<b>3</b>	<b>0.478</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retambev	gaambev	<b>1.2542</b>	<b>4</b>	<b>0.869</b>	
retambev	ALL	<b>1.2542</b>	<b>4</b>	<b>0.869</b>	
gaambev	retambev	<b>7.8997</b>	<b>4</b>	<b>0.095</b>	
gaambev	ALL	<b>7.8997</b>	<b>4</b>	<b>0.095</b>	

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retambeve	gaambeve	<b>6.5913</b>	<b>5</b>	<b>0.253</b>	
retambeve	ALL	<b>6.5913</b>	<b>5</b>	<b>0.253</b>	
gaambeve	retambeve	<b>7.3425</b>	<b>5</b>	<b>0.196</b>	
gaambeve	ALL	<b>7.3425</b>	<b>5</b>	<b>0.196</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retambeve	gaambeve	<b>7.246</b>	<b>6</b>	<b>0.299</b>	
retambeve	ALL	<b>7.246</b>	<b>6</b>	<b>0.299</b>	
gaambeve	retambeve	<b>10.162</b>	<b>6</b>	<b>0.118</b>	
gaambeve	ALL	<b>10.162</b>	<b>6</b>	<b>0.118</b>	

**Anexo 115 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Brasil Telec.**

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbrasiltelec	gabrasiltelec	<b>.02156</b>	<b>1</b>	<b>0.883</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>.02156</b>	<b>1</b>	<b>0.883</b>	
gabrasiltelec	retbrasiltelec	<b>2.2463</b>	<b>1</b>	<b>0.134</b>	
gabrasiltelec	ALL	<b>2.2463</b>	<b>1</b>	<b>0.134</b>	

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbrasiltelec	gabrasiltelec	<b>.7659</b>	<b>2</b>	<b>0.682</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>.7659</b>	<b>2</b>	<b>0.682</b>	
gabrasiltelec	retbrasiltelec	<b>3.1885</b>	<b>2</b>	<b>0.203</b>	
gabrasiltelec	ALL	<b>3.1885</b>	<b>2</b>	<b>0.203</b>	

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbrasiltelec	gabrasiltelec	<b>.74125</b>	<b>3</b>	<b>0.863</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>.74125</b>	<b>3</b>	<b>0.863</b>	
gabrasiltelec	retbrasiltelec	<b>2.817</b>	<b>3</b>	<b>0.421</b>	
gabrasiltelec	ALL	<b>2.817</b>	<b>3</b>	<b>0.421</b>	

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbrasiltelec	gabrasiltelec	<b>1.9142</b>	<b>4</b>	<b>0.752</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>1.9142</b>	<b>4</b>	<b>0.752</b>	
gabrasiltelec	retbrasiltelec	<b>3.4461</b>	<b>4</b>	<b>0.486</b>	
gabrasiltelec	ALL	<b>3.4461</b>	<b>4</b>	<b>0.486</b>	

  

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbrasiltelec	gabrasiltelec	<b>2.4075</b>	<b>5</b>	<b>0.790</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>2.4075</b>	<b>5</b>	<b>0.790</b>	
gabrasiltelec	retbrasiltelec	<b>4.9187</b>	<b>5</b>	<b>0.426</b>	
gabrasiltelec	ALL	<b>4.9187</b>	<b>5</b>	<b>0.426</b>	

  

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbrasiltelec	gabrasiltelec	<b>3.0251</b>	<b>6</b>	<b>0.806</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>3.0251</b>	<b>6</b>	<b>0.806</b>	
gabrasiltelec	retbrasiltelec	<b>5.0932</b>	<b>6</b>	<b>0.532</b>	
gabrasiltelec	ALL	<b>5.0932</b>	<b>6</b>	<b>0.532</b>	

Anexo 116 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Braskem.

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	gabaskem	<b>.02203</b>	<b>1</b>	<b>0.882</b>	
retbraskem	ALL	<b>.02203</b>	<b>1</b>	<b>0.882</b>	
gabaskem	retbraskem	<b>.60653</b>	<b>1</b>	<b>0.436</b>	
gabaskem	ALL	<b>.60653</b>	<b>1</b>	<b>0.436</b>	

  

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	gabaskem	<b>2.4886</b>	<b>2</b>	<b>0.288</b>	
retbraskem	ALL	<b>2.4886</b>	<b>2</b>	<b>0.288</b>	
gabaskem	retbraskem	<b>1.2896</b>	<b>2</b>	<b>0.525</b>	
gabaskem	ALL	<b>1.2896</b>	<b>2</b>	<b>0.525</b>	

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	gabaskem	<b>2.4857</b>	<b>3</b>	<b>0.478</b>	
retbraskem	ALL	<b>2.4857</b>	<b>3</b>	<b>0.478</b>	
gabaskem	retbraskem	<b>.91604</b>	<b>3</b>	<b>0.822</b>	
gabaskem	ALL	<b>.91604</b>	<b>3</b>	<b>0.822</b>	

  

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	gabaskem	<b>4.4091</b>	<b>4</b>	<b>0.353</b>	
retbraskem	ALL	<b>4.4091</b>	<b>4</b>	<b>0.353</b>	
gabaskem	retbraskem	<b>1.1115</b>	<b>4</b>	<b>0.892</b>	
gabaskem	ALL	<b>1.1115</b>	<b>4</b>	<b>0.892</b>	

  

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	gabaskem	<b>5.1516</b>	<b>5</b>	<b>0.398</b>	
retbraskem	ALL	<b>5.1516</b>	<b>5</b>	<b>0.398</b>	
gabaskem	retbraskem	<b>3.8341</b>	<b>5</b>	<b>0.574</b>	
gabaskem	ALL	<b>3.8341</b>	<b>5</b>	<b>0.574</b>	

  

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	gabaskem	<b>6.5401</b>	<b>6</b>	<b>0.365</b>	
retbraskem	ALL	<b>6.5401</b>	<b>6</b>	<b>0.365</b>	
gabaskem	retbraskem	<b>12.007</b>	<b>6</b>	<b>0.062</b>	
gabaskem	ALL	<b>12.007</b>	<b>6</b>	<b>0.062</b>	

Anexo 117 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Eletrobras.

**. var granger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
reteleetrobras	gaeleetrobras	<b>.04083</b>	<b>1</b>	<b>0.840</b>
reteleetrobras	ALL	<b>.04083</b>	<b>1</b>	<b>0.840</b>
gaeleetrobras	reteleetrobras	<b>1.5908</b>	<b>1</b>	<b>0.207</b>
gaeleetrobras	ALL	<b>1.5908</b>	<b>1</b>	<b>0.207</b>

**. var granger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
reteleetrobras	gaeleetrobras	<b>.17626</b>	<b>2</b>	<b>0.916</b>
reteleetrobras	ALL	<b>.17626</b>	<b>2</b>	<b>0.916</b>
gaeleetrobras	reteleetrobras	<b>1.3657</b>	<b>2</b>	<b>0.505</b>
gaeleetrobras	ALL	<b>1.3657</b>	<b>2</b>	<b>0.505</b>

**. var granger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
reteleetrobras	gaeleetrobras	<b>1.425</b>	<b>3</b>	<b>0.700</b>
reteleetrobras	ALL	<b>1.425</b>	<b>3</b>	<b>0.700</b>
gaeleetrobras	reteleetrobras	<b>4.2621</b>	<b>3</b>	<b>0.235</b>
gaeleetrobras	ALL	<b>4.2621</b>	<b>3</b>	<b>0.235</b>

**. var granger**

Granger causality wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
reteleetrobras	gaeleetrobras	<b>4.5718</b>	<b>4</b>	<b>0.334</b>
reteleetrobras	ALL	<b>4.5718</b>	<b>4</b>	<b>0.334</b>
gaeleetrobras	reteleetrobras	<b>1.7683</b>	<b>4</b>	<b>0.778</b>
gaeleetrobras	ALL	<b>1.7683</b>	<b>4</b>	<b>0.778</b>

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
reteleetrobras	gaeleetrobras	<b>5.7599</b>	<b>5</b>	<b>0.330</b>	
reteleetrobras	ALL	<b>5.7599</b>	<b>5</b>	<b>0.330</b>	
gaeleetrobras	reteleetrobras	<b>4.6643</b>	<b>5</b>	<b>0.458</b>	
gaeleetrobras	ALL	<b>4.6643</b>	<b>5</b>	<b>0.458</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
reteleetrobras	gaeleetrobras	<b>4.8207</b>	<b>6</b>	<b>0.567</b>	
reteleetrobras	ALL	<b>4.8207</b>	<b>6</b>	<b>0.567</b>	
gaeleetrobras	reteleetrobras	<b>4.5307</b>	<b>6</b>	<b>0.605</b>	
gaeleetrobras	ALL	<b>4.5307</b>	<b>6</b>	<b>0.605</b>	

**Anexo 118 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Gerdau.**

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retgerdau	gagerdau	<b>.44562</b>	<b>1</b>	<b>0.504</b>	
retgerdau	ALL	<b>.44562</b>	<b>1</b>	<b>0.504</b>	
gagerdau	retgerdau	<b>.20937</b>	<b>1</b>	<b>0.647</b>	
gagerdau	ALL	<b>.20937</b>	<b>1</b>	<b>0.647</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retgerdau	gagerdau	<b>.71264</b>	<b>2</b>	<b>0.700</b>	
retgerdau	ALL	<b>.71264</b>	<b>2</b>	<b>0.700</b>	
gagerdau	retgerdau	<b>.22081</b>	<b>2</b>	<b>0.895</b>	
gagerdau	ALL	<b>.22081</b>	<b>2</b>	<b>0.895</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retgerdau	gagerdau	<b>3.2758</b>	<b>3</b>	<b>0.351</b>	
retgerdau	ALL	<b>3.2758</b>	<b>3</b>	<b>0.351</b>	
gagerdau	retgerdau	<b>.21723</b>	<b>3</b>	<b>0.975</b>	
gagerdau	ALL	<b>.21723</b>	<b>3</b>	<b>0.975</b>	

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdau	gagerdau	<b>3.6692</b>	<b>4</b>	<b>0.453</b>	
retgerdau	ALL	<b>3.6692</b>	<b>4</b>	<b>0.453</b>	
gagerdau	retgerdau	<b>.39941</b>	<b>4</b>	<b>0.983</b>	
gagerdau	ALL	<b>.39941</b>	<b>4</b>	<b>0.983</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdau	gagerdau	<b>4.0879</b>	<b>5</b>	<b>0.537</b>	
retgerdau	ALL	<b>4.0879</b>	<b>5</b>	<b>0.537</b>	
gagerdau	retgerdau	<b>1.0944</b>	<b>5</b>	<b>0.955</b>	
gagerdau	ALL	<b>1.0944</b>	<b>5</b>	<b>0.955</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdau	gagerdau	<b>13.03</b>	<b>6</b>	<b>0.043</b>	
retgerdau	ALL	<b>13.03</b>	<b>6</b>	<b>0.043</b>	
gagerdau	retgerdau	<b>2.7317</b>	<b>6</b>	<b>0.842</b>	
gagerdau	ALL	<b>2.7317</b>	<b>6</b>	<b>0.842</b>	

Anexo 119 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Gerdau Met.

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdaumet	gagerdaumet	<b>.07519</b>	<b>1</b>	<b>0.784</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>.07519</b>	<b>1</b>	<b>0.784</b>	
gagerdaumet	retgerdaumet	<b>1.0032</b>	<b>1</b>	<b>0.317</b>	
gagerdaumet	ALL	<b>1.0032</b>	<b>1</b>	<b>0.317</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdaumet	gagerdaumet	<b>.65865</b>	<b>2</b>	<b>0.719</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>.65865</b>	<b>2</b>	<b>0.719</b>	
gagerdaumet	retgerdaumet	<b>6.0746</b>	<b>2</b>	<b>0.048</b>	
gagerdaumet	ALL	<b>6.0746</b>	<b>2</b>	<b>0.048</b>	

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdaumet	gagerdaumet	<b>1.1832</b>	<b>3</b>	<b>0.757</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>1.1832</b>	<b>3</b>	<b>0.757</b>	
gagerdaumet	retgerdaumet	<b>2.8878</b>	<b>3</b>	<b>0.409</b>	
gagerdaumet	ALL	<b>2.8878</b>	<b>3</b>	<b>0.409</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdaumet	gagerdaumet	<b>1.5653</b>	<b>4</b>	<b>0.815</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>1.5653</b>	<b>4</b>	<b>0.815</b>	
gagerdaumet	retgerdaumet	<b>6.6188</b>	<b>4</b>	<b>0.157</b>	
gagerdaumet	ALL	<b>6.6188</b>	<b>4</b>	<b>0.157</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdaumet	gagerdaumet	<b>1.8584</b>	<b>5</b>	<b>0.868</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>1.8584</b>	<b>5</b>	<b>0.868</b>	
gagerdaumet	retgerdaumet	<b>8.8283</b>	<b>5</b>	<b>0.116</b>	
gagerdaumet	ALL	<b>8.8283</b>	<b>5</b>	<b>0.116</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdaumet	gagerdaumet	<b>2.69</b>	<b>6</b>	<b>0.847</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>2.69</b>	<b>6</b>	<b>0.847</b>	
gagerdaumet	retgerdaumet	<b>9.1041</b>	<b>6</b>	<b>0.168</b>	
gagerdaumet	ALL	<b>9.1041</b>	<b>6</b>	<b>0.168</b>	

Anexo 120 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Klabin SA.

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retklabinsa	gaklabinsa	<b>.73509</b>	<b>1</b>	<b>0.391</b>	
retklabinsa	ALL	<b>.73509</b>	<b>1</b>	<b>0.391</b>	
gaklabinsa	retklabinsa	<b>2.2765</b>	<b>1</b>	<b>0.131</b>	
gaklabinsa	ALL	<b>2.2765</b>	<b>1</b>	<b>0.131</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retklabinsa	gaklabinsa	<b>2.006</b>	<b>2</b>	<b>0.367</b>	
retklabinsa	ALL	<b>2.006</b>	<b>2</b>	<b>0.367</b>	
gaklabinsa	retklabinsa	<b>3.1346</b>	<b>2</b>	<b>0.209</b>	
gaklabinsa	ALL	<b>3.1346</b>	<b>2</b>	<b>0.209</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retklabinsa	gaklabinsa	<b>7.6231</b>	<b>3</b>	<b>0.054</b>	
retklabinsa	ALL	<b>7.6231</b>	<b>3</b>	<b>0.054</b>	
gaklabinsa	retklabinsa	<b>4.1173</b>	<b>3</b>	<b>0.249</b>	
gaklabinsa	ALL	<b>4.1173</b>	<b>3</b>	<b>0.249</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retklabinsa	gaklabinsa	<b>8.6698</b>	<b>4</b>	<b>0.070</b>	
retklabinsa	ALL	<b>8.6698</b>	<b>4</b>	<b>0.070</b>	
gaklabinsa	retklabinsa	<b>3.5822</b>	<b>4</b>	<b>0.465</b>	
gaklabinsa	ALL	<b>3.5822</b>	<b>4</b>	<b>0.465</b>	

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retklabinsa	gaklabinsa	<b>8.0484</b>	<b>5</b>	<b>0.154</b>	
retklabinsa	ALL	<b>8.0484</b>	<b>5</b>	<b>0.154</b>	
gaklabinsa	retklabinsa	<b>14.354</b>	<b>5</b>	<b>0.014</b>	
gaklabinsa	ALL	<b>14.354</b>	<b>5</b>	<b>0.014</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retklabinsa	gaklabinsa	<b>9.5065</b>	<b>6</b>	<b>0.147</b>	
retklabinsa	ALL	<b>9.5065</b>	<b>6</b>	<b>0.147</b>	
gaklabinsa	retklabinsa	<b>5.6835</b>	<b>6</b>	<b>0.460</b>	
gaklabinsa	ALL	<b>5.6835</b>	<b>6</b>	<b>0.460</b>	

**Anexo 121 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Light S/A.**

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retlightsa	resgalight	<b>.00857</b>	<b>1</b>	<b>0.926</b>	
retlightsa	ALL	<b>.00857</b>	<b>1</b>	<b>0.926</b>	
resgalight	retlightsa	<b>1.8548</b>	<b>1</b>	<b>0.173</b>	
resgalight	ALL	<b>1.8548</b>	<b>1</b>	<b>0.173</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retlightsa	resgalight	<b>9.88</b>	<b>2</b>	<b>0.007</b>	
retlightsa	ALL	<b>9.88</b>	<b>2</b>	<b>0.007</b>	
resgalight	retlightsa	<b>3.5318</b>	<b>2</b>	<b>0.171</b>	
resgalight	ALL	<b>3.5318</b>	<b>2</b>	<b>0.171</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retlightsa	resgalight	<b>10.323</b>	<b>3</b>	<b>0.016</b>	
retlightsa	ALL	<b>10.323</b>	<b>3</b>	<b>0.016</b>	
resgalight	retlightsa	<b>3.5475</b>	<b>3</b>	<b>0.315</b>	
resgalight	ALL	<b>3.5475</b>	<b>3</b>	<b>0.315</b>	

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retlightsa	resgalight	<b>18.236</b>	<b>4</b>	<b>0.001</b>	
retlightsa	ALL	<b>18.236</b>	<b>4</b>	<b>0.001</b>	
resgalight	retlightsa	<b>5.3838</b>	<b>4</b>	<b>0.250</b>	
resgalight	ALL	<b>5.3838</b>	<b>4</b>	<b>0.250</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retlightsa	resgalight	<b>18.622</b>	<b>5</b>	<b>0.002</b>	
retlightsa	ALL	<b>18.622</b>	<b>5</b>	<b>0.002</b>	
resgalight	retlightsa	<b>5.6059</b>	<b>5</b>	<b>0.346</b>	
resgalight	ALL	<b>5.6059</b>	<b>5</b>	<b>0.346</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retlightsa	resgalight	<b>27.254</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
retlightsa	ALL	<b>27.254</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
resgalight	retlightsa	<b>8.7562</b>	<b>6</b>	<b>0.188</b>	
resgalight	ALL	<b>8.7562</b>	<b>6</b>	<b>0.188</b>	

Anexo 122 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Lojas Americanas.

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retlojasameric	galojasameric	<b>4.7346</b>	<b>1</b>	<b>0.030</b>	
retlojasameric	ALL	<b>4.7346</b>	<b>1</b>	<b>0.030</b>	
galojasameric	retlojasameric	<b>6.5019</b>	<b>1</b>	<b>0.011</b>	
galojasameric	ALL	<b>6.5019</b>	<b>1</b>	<b>0.011</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retlojasameric	galojasameric	<b>3.9487</b>	<b>2</b>	<b>0.139</b>	
retlojasameric	ALL	<b>3.9487</b>	<b>2</b>	<b>0.139</b>	
galojasameric	retlojasameric	<b>5.2093</b>	<b>2</b>	<b>0.074</b>	
galojasameric	ALL	<b>5.2093</b>	<b>2</b>	<b>0.074</b>	

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlojasameric	galojasameric	<b>19.768</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>
retlojasameric	ALL	<b>19.768</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>
galojasameric	retlojasameric	<b>5.7848</b>	<b>3</b>	<b>0.123</b>
galojasameric	ALL	<b>5.7848</b>	<b>3</b>	<b>0.123</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlojasameric	galojasameric	<b>22.803</b>	<b>4</b>	<b>0.000</b>
retlojasameric	ALL	<b>22.803</b>	<b>4</b>	<b>0.000</b>
galojasameric	retlojasameric	<b>10.385</b>	<b>4</b>	<b>0.034</b>
galojasameric	ALL	<b>10.385</b>	<b>4</b>	<b>0.034</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlojasameric	galojasameric	<b>20.729</b>	<b>5</b>	<b>0.001</b>
retlojasameric	ALL	<b>20.729</b>	<b>5</b>	<b>0.001</b>
galojasameric	retlojasameric	<b>13.827</b>	<b>5</b>	<b>0.017</b>
galojasameric	ALL	<b>13.827</b>	<b>5</b>	<b>0.017</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlojasameric	galojasameric	<b>22.277</b>	<b>6</b>	<b>0.001</b>
retlojasameric	ALL	<b>22.277</b>	<b>6</b>	<b>0.001</b>
galojasameric	retlojasameric	<b>16.391</b>	<b>6</b>	<b>0.012</b>
galojasameric	ALL	<b>16.391</b>	<b>6</b>	<b>0.012</b>

Anexo 123 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Marcopolo.

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retmarcopolo	gamarcopolo	<b>.46463</b>	<b>1</b>	<b>0.495</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>.46463</b>	<b>1</b>	<b>0.495</b>	
gamarcopolo	retmarcopolo	<b>.38081</b>	<b>1</b>	<b>0.537</b>	
gamarcopolo	ALL	<b>.38081</b>	<b>1</b>	<b>0.537</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retmarcopolo	gamarcopolo	<b>1.458</b>	<b>2</b>	<b>0.482</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>1.458</b>	<b>2</b>	<b>0.482</b>	
gamarcopolo	retmarcopolo	<b>1.3118</b>	<b>2</b>	<b>0.519</b>	
gamarcopolo	ALL	<b>1.3118</b>	<b>2</b>	<b>0.519</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retmarcopolo	gamarcopolo	<b>1.7415</b>	<b>3</b>	<b>0.628</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>1.7415</b>	<b>3</b>	<b>0.628</b>	
gamarcopolo	retmarcopolo	<b>1.1267</b>	<b>3</b>	<b>0.771</b>	
gamarcopolo	ALL	<b>1.1267</b>	<b>3</b>	<b>0.771</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retmarcopolo	gamarcopolo	<b>2.6792</b>	<b>4</b>	<b>0.613</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>2.6792</b>	<b>4</b>	<b>0.613</b>	
gamarcopolo	retmarcopolo	<b>1.1834</b>	<b>4</b>	<b>0.881</b>	
gamarcopolo	ALL	<b>1.1834</b>	<b>4</b>	<b>0.881</b>	

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retmarcopolo	gamarcopolo	<b>5.7361</b>	<b>5</b>	<b>0.333</b>
retmarcopolo	ALL	<b>5.7361</b>	<b>5</b>	<b>0.333</b>
gamarcopolo	retmarcopolo	<b>5.1473</b>	<b>5</b>	<b>0.398</b>
gamarcopolo	ALL	<b>5.1473</b>	<b>5</b>	<b>0.398</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retmarcopolo	gamarcopolo	<b>7.4175</b>	<b>6</b>	<b>0.284</b>
retmarcopolo	ALL	<b>7.4175</b>	<b>6</b>	<b>0.284</b>
gamarcopolo	retmarcopolo	<b>8.6949</b>	<b>6</b>	<b>0.191</b>
gamarcopolo	ALL	<b>8.6949</b>	<b>6</b>	<b>0.191</b>

**Anexo 124 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa P.Açúcar-cbd.**

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	gapacucarcbd	<b>.67267</b>	<b>1</b>	<b>0.412</b>
retpacucarcbd	ALL	<b>.67267</b>	<b>1</b>	<b>0.412</b>
gapacucarcbd	retpacucarcbd	<b>4.2875</b>	<b>1</b>	<b>0.038</b>
gapacucarcbd	ALL	<b>4.2875</b>	<b>1</b>	<b>0.038</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	gapacucarcbd	<b>.35016</b>	<b>2</b>	<b>0.839</b>
retpacucarcbd	ALL	<b>.35016</b>	<b>2</b>	<b>0.839</b>
gapacucarcbd	retpacucarcbd	<b>7.1586</b>	<b>2</b>	<b>0.028</b>
gapacucarcbd	ALL	<b>7.1586</b>	<b>2</b>	<b>0.028</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	gapacucarcbd	<b>2.9024</b>	<b>3</b>	<b>0.407</b>
retpacucarcbd	ALL	<b>2.9024</b>	<b>3</b>	<b>0.407</b>
gapacucarcbd	retpacucarcbd	<b>9.2116</b>	<b>3</b>	<b>0.027</b>
gapacucarcbd	ALL	<b>9.2116</b>	<b>3</b>	<b>0.027</b>

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	gapacucarcbd	<b>2.7316</b>	<b>4</b>	<b>0.604</b>
retpacucarcbd	ALL	<b>2.7316</b>	<b>4</b>	<b>0.604</b>
gapacucarcbd	retpacucarcbd	<b>14.336</b>	<b>4</b>	<b>0.006</b>
gapacucarcbd	ALL	<b>14.336</b>	<b>4</b>	<b>0.006</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	gapacucarcbd	<b>3.8187</b>	<b>5</b>	<b>0.576</b>
retpacucarcbd	ALL	<b>3.8187</b>	<b>5</b>	<b>0.576</b>
gapacucarcbd	retpacucarcbd	<b>15.989</b>	<b>5</b>	<b>0.007</b>
gapacucarcbd	ALL	<b>15.989</b>	<b>5</b>	<b>0.007</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	gapacucarcbd	<b>2.6928</b>	<b>6</b>	<b>0.846</b>
retpacucarcbd	ALL	<b>2.6928</b>	<b>6</b>	<b>0.846</b>
gapacucarcbd	retpacucarcbd	<b>18.903</b>	<b>6</b>	<b>0.004</b>
gapacucarcbd	ALL	<b>18.903</b>	<b>6</b>	<b>0.004</b>

**Anexo 125 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Randon Part.**

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retrandonpart	garandonpart	<b>1.4054</b>	<b>1</b>	<b>0.236</b>
retrandonpart	ALL	<b>1.4054</b>	<b>1</b>	<b>0.236</b>
garandonpart	retrandonpart	<b>4.1124</b>	<b>1</b>	<b>0.043</b>
garandonpart	ALL	<b>4.1124</b>	<b>1</b>	<b>0.043</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retrandonpart	garandonpart	<b>7.6768</b>	<b>2</b>	<b>0.022</b>
retrandonpart	ALL	<b>7.6768</b>	<b>2</b>	<b>0.022</b>
garandonpart	retrandonpart	<b>27.89</b>	<b>2</b>	<b>0.000</b>
garandonpart	ALL	<b>27.89</b>	<b>2</b>	<b>0.000</b>

<b>. var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retrandonpart	garandonpart	<b>14.01</b>	<b>3</b>	<b>0.003</b>
retrandonpart	ALL	<b>14.01</b>	<b>3</b>	<b>0.003</b>
garandonpart	retrandonpart	<b>4.3155</b>	<b>3</b>	<b>0.229</b>
garandonpart	ALL	<b>4.3155</b>	<b>3</b>	<b>0.229</b>

  

<b>. var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retrandonpart	garandonpart	<b>14.048</b>	<b>4</b>	<b>0.007</b>
retrandonpart	ALL	<b>14.048</b>	<b>4</b>	<b>0.007</b>
garandonpart	retrandonpart	<b>5.0605</b>	<b>4</b>	<b>0.281</b>
garandonpart	ALL	<b>5.0605</b>	<b>4</b>	<b>0.281</b>

  

<b>. var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retrandonpart	garandonpart	<b>14.105</b>	<b>5</b>	<b>0.015</b>
retrandonpart	ALL	<b>14.105</b>	<b>5</b>	<b>0.015</b>
garandonpart	retrandonpart	<b>5.7384</b>	<b>5</b>	<b>0.333</b>
garandonpart	ALL	<b>5.7384</b>	<b>5</b>	<b>0.333</b>

  

<b>. var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retrandonpart	garandonpart	<b>16.103</b>	<b>6</b>	<b>0.013</b>
retrandonpart	ALL	<b>16.103</b>	<b>6</b>	<b>0.013</b>
garandonpart	retrandonpart	<b>10.337</b>	<b>6</b>	<b>0.111</b>
garandonpart	ALL	<b>10.337</b>	<b>6</b>	<b>0.111</b>

Anexo 126 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Sid Nacional.

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsidnacional	gasidnacional	<b>.8936</b>	<b>1</b>	<b>0.345</b>
retsidnacional	ALL	<b>.8936</b>	<b>1</b>	<b>0.345</b>
gasidnacional	retsidnacional	<b>.11327</b>	<b>1</b>	<b>0.736</b>
gasidnacional	ALL	<b>.11327</b>	<b>1</b>	<b>0.736</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsidnacional	gasidnacional	<b>4.5982</b>	<b>2</b>	<b>0.100</b>
retsidnacional	ALL	<b>4.5982</b>	<b>2</b>	<b>0.100</b>
gasidnacional	retsidnacional	<b>3.156</b>	<b>2</b>	<b>0.206</b>
gasidnacional	ALL	<b>3.156</b>	<b>2</b>	<b>0.206</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsidnacional	gasidnacional	<b>4.5816</b>	<b>3</b>	<b>0.205</b>
retsidnacional	ALL	<b>4.5816</b>	<b>3</b>	<b>0.205</b>
gasidnacional	retsidnacional	<b>4.556</b>	<b>3</b>	<b>0.207</b>
gasidnacional	ALL	<b>4.556</b>	<b>3</b>	<b>0.207</b>

  

<b>. vargranger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsidnacional	gasidnacional	<b>6.0414</b>	<b>4</b>	<b>0.196</b>
retsidnacional	ALL	<b>6.0414</b>	<b>4</b>	<b>0.196</b>
gasidnacional	retsidnacional	<b>4.5165</b>	<b>4</b>	<b>0.341</b>
gasidnacional	ALL	<b>4.5165</b>	<b>4</b>	<b>0.341</b>

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsidnacional	gasidnacional	<b>7.2162</b>	<b>5</b>	<b>0.205</b>
retsidnacional	ALL	<b>7.2162</b>	<b>5</b>	<b>0.205</b>
gasidnacional	retsidnacional	<b>5.312</b>	<b>5</b>	<b>0.379</b>
gasidnacional	ALL	<b>5.312</b>	<b>5</b>	<b>0.379</b>

  

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsidnacional	gasidnacional	<b>7.9676</b>	<b>6</b>	<b>0.240</b>
retsidnacional	ALL	<b>7.9676</b>	<b>6</b>	<b>0.240</b>
gasidnacional	retsidnacional	<b>8.5806</b>	<b>6</b>	<b>0.199</b>
gasidnacional	ALL	<b>8.5806</b>	<b>6</b>	<b>0.199</b>

**Anexo 127 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Suzano Papel.**

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsuzanopapel	gasuzanopapel	<b>.65969</b>	<b>1</b>	<b>0.417</b>
retsuzanopapel	ALL	<b>.65969</b>	<b>1</b>	<b>0.417</b>
gasuzanopapel	retsuzanopapel	<b>.70415</b>	<b>1</b>	<b>0.401</b>
gasuzanopapel	ALL	<b>.70415</b>	<b>1</b>	<b>0.401</b>

  

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsuzanopapel	gasuzanopapel	<b>1.525</b>	<b>2</b>	<b>0.466</b>
retsuzanopapel	ALL	<b>1.525</b>	<b>2</b>	<b>0.466</b>
gasuzanopapel	retsuzanopapel	<b>2.2795</b>	<b>2</b>	<b>0.320</b>
gasuzanopapel	ALL	<b>2.2795</b>	<b>2</b>	<b>0.320</b>

  

. vargranger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsuzanopapel	gasuzanopapel	<b>1.5683</b>	<b>3</b>	<b>0.667</b>
retsuzanopapel	ALL	<b>1.5683</b>	<b>3</b>	<b>0.667</b>
gasuzanopapel	retsuzanopapel	<b>4.2156</b>	<b>3</b>	<b>0.239</b>
gasuzanopapel	ALL	<b>4.2156</b>	<b>3</b>	<b>0.239</b>

. var granger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsuzanopapel	gasuzanopapel	<b>2.9574</b>	<b>4</b>	<b>0.565</b>
retsuzanopapel	ALL	<b>2.9574</b>	<b>4</b>	<b>0.565</b>
gasuzanopapel	retsuzanopapel	<b>8.6785</b>	<b>4</b>	<b>0.070</b>
gasuzanopapel	ALL	<b>8.6785</b>	<b>4</b>	<b>0.070</b>

. var granger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsuzanopapel	gasuzanopapel	<b>5.2273</b>	<b>5</b>	<b>0.389</b>
retsuzanopapel	ALL	<b>5.2273</b>	<b>5</b>	<b>0.389</b>
gasuzanopapel	retsuzanopapel	<b>8.2194</b>	<b>5</b>	<b>0.145</b>
gasuzanopapel	ALL	<b>8.2194</b>	<b>5</b>	<b>0.145</b>

. var granger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsuzanopapel	gasuzanopapel	<b>4.7875</b>	<b>6</b>	<b>0.571</b>
retsuzanopapel	ALL	<b>4.7875</b>	<b>6</b>	<b>0.571</b>
gasuzanopapel	retsuzanopapel	<b>8.3815</b>	<b>6</b>	<b>0.211</b>
gasuzanopapel	ALL	<b>8.3815</b>	<b>6</b>	<b>0.211</b>

Anexo 142 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre GA e RET para a empresa Vale.

. var granger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retvale	resgavale	<b>.28936</b>	<b>1</b>	<b>0.591</b>
retvale	ALL	<b>.28936</b>	<b>1</b>	<b>0.591</b>
resgavale	retvale	<b>.61044</b>	<b>1</b>	<b>0.435</b>
resgavale	ALL	<b>.61044</b>	<b>1</b>	<b>0.435</b>

. var granger				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retvale	resgavale	<b>5.1486</b>	<b>2</b>	<b>0.076</b>
retvale	ALL	<b>5.1486</b>	<b>2</b>	<b>0.076</b>
resgavale	retvale	<b>1.0059</b>	<b>2</b>	<b>0.605</b>
resgavale	ALL	<b>1.0059</b>	<b>2</b>	<b>0.605</b>

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retvale	resgavale	<b>6.6049</b>	<b>3</b>	<b>0.086</b>	
retvale	ALL	<b>6.6049</b>	<b>3</b>	<b>0.086</b>	
resgavale	retvale	<b>2.3237</b>	<b>3</b>	<b>0.508</b>	
resgavale	ALL	<b>2.3237</b>	<b>3</b>	<b>0.508</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retvale	resgavale	<b>7.2184</b>	<b>4</b>	<b>0.125</b>	
retvale	ALL	<b>7.2184</b>	<b>4</b>	<b>0.125</b>	
resgavale	retvale	<b>3.2897</b>	<b>4</b>	<b>0.511</b>	
resgavale	ALL	<b>3.2897</b>	<b>4</b>	<b>0.511</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retvale	resgavale	<b>7.9533</b>	<b>5</b>	<b>0.159</b>	
retvale	ALL	<b>7.9533</b>	<b>5</b>	<b>0.159</b>	
resgavale	retvale	<b>3.7596</b>	<b>5</b>	<b>0.585</b>	
resgavale	ALL	<b>3.7596</b>	<b>5</b>	<b>0.585</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retvale	resgavale	<b>8.3266</b>	<b>6</b>	<b>0.215</b>	
retvale	ALL	<b>8.3266</b>	<b>6</b>	<b>0.215</b>	
resgavale	retvale	<b>4.9667</b>	<b>6</b>	<b>0.548</b>	
resgavale	ALL	<b>4.9667</b>	<b>6</b>	<b>0.548</b>	

Anexo 128 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Ambev.

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retambev	lcambev	<b>.00535</b>	<b>1</b>	<b>0.942</b>	
retambev	ALL	<b>.00535</b>	<b>1</b>	<b>0.942</b>	
lcambev	retambev	<b>.11125</b>	<b>1</b>	<b>0.739</b>	
lcambev	ALL	<b>.11125</b>	<b>1</b>	<b>0.739</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retambev	lcambev	<b>1.4619</b>	<b>2</b>	<b>0.481</b>	
retambev	ALL	<b>1.4619</b>	<b>2</b>	<b>0.481</b>	
lcambev	retambev	<b>.92823</b>	<b>2</b>	<b>0.629</b>	
lcambev	ALL	<b>.92823</b>	<b>2</b>	<b>0.629</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retambev	lcambev	<b>4.4536</b>	<b>3</b>	<b>0.216</b>	
retambev	ALL	<b>4.4536</b>	<b>3</b>	<b>0.216</b>	
lcambev	retambev	<b>5.592</b>	<b>3</b>	<b>0.133</b>	
lcambev	ALL	<b>5.592</b>	<b>3</b>	<b>0.133</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retambev	lcambev	<b>4.0249</b>	<b>4</b>	<b>0.403</b>	
retambev	ALL	<b>4.0249</b>	<b>4</b>	<b>0.403</b>	
lcambev	retambev	<b>6.1704</b>	<b>4</b>	<b>0.187</b>	
lcambev	ALL	<b>6.1704</b>	<b>4</b>	<b>0.187</b>	

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retambeve	lcambeve	<b>3.5254</b>	<b>5</b>	<b>0.620</b>	
retambeve	ALL	<b>3.5254</b>	<b>5</b>	<b>0.620</b>	
lcambeve	retambeve	<b>6.2841</b>	<b>5</b>	<b>0.280</b>	
lcambeve	ALL	<b>6.2841</b>	<b>5</b>	<b>0.280</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retambeve	lcambeve	<b>3.4672</b>	<b>6</b>	<b>0.748</b>	
retambeve	ALL	<b>3.4672</b>	<b>6</b>	<b>0.748</b>	
lcambeve	retambeve	<b>7.6518</b>	<b>6</b>	<b>0.265</b>	
lcambeve	ALL	<b>7.6518</b>	<b>6</b>	<b>0.265</b>	

**Anexo 129 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Brasil Telec.**

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbrasiltelec	lbrasiltelec	<b>1.8497</b>	<b>1</b>	<b>0.174</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>1.8497</b>	<b>1</b>	<b>0.174</b>	
lbrasiltelec	retbrasiltelec	<b>.11264</b>	<b>1</b>	<b>0.737</b>	
lbrasiltelec	ALL	<b>.11264</b>	<b>1</b>	<b>0.737</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbrasiltelec	lbrasiltelec	<b>1.834</b>	<b>2</b>	<b>0.400</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>1.834</b>	<b>2</b>	<b>0.400</b>	
lbrasiltelec	retbrasiltelec	<b>2.6544</b>	<b>2</b>	<b>0.265</b>	
lbrasiltelec	ALL	<b>2.6544</b>	<b>2</b>	<b>0.265</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbrasiltelec	lbrasiltelec	<b>2.0757</b>	<b>3</b>	<b>0.557</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>2.0757</b>	<b>3</b>	<b>0.557</b>	
lbrasiltelec	retbrasiltelec	<b>2.9891</b>	<b>3</b>	<b>0.393</b>	
lbrasiltelec	ALL	<b>2.9891</b>	<b>3</b>	<b>0.393</b>	

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbrasiltelec	lcbrasiltelec	<b>3.9873</b>	<b>4</b>	<b>0.408</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>3.9873</b>	<b>4</b>	<b>0.408</b>	
lcbrasiltelec	retbrasiltelec	<b>4.038</b>	<b>4</b>	<b>0.401</b>	
lcbrasiltelec	ALL	<b>4.038</b>	<b>4</b>	<b>0.401</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbrasiltelec	lcbrasiltelec	<b>17.557</b>	<b>5</b>	<b>0.004</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>17.557</b>	<b>5</b>	<b>0.004</b>	
lcbrasiltelec	retbrasiltelec	<b>11.225</b>	<b>5</b>	<b>0.047</b>	
lcbrasiltelec	ALL	<b>11.225</b>	<b>5</b>	<b>0.047</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbrasiltelec	lcbrasiltelec	<b>21.323</b>	<b>6</b>	<b>0.002</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>21.323</b>	<b>6</b>	<b>0.002</b>	
lcbrasiltelec	retbrasiltelec	<b>11.345</b>	<b>6</b>	<b>0.078</b>	
lcbrasiltelec	ALL	<b>11.345</b>	<b>6</b>	<b>0.078</b>	

Anexo 130 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Braskem.

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	lcbraskem	<b>.12341</b>	<b>1</b>	<b>0.725</b>	
retbraskem	ALL	<b>.12341</b>	<b>1</b>	<b>0.725</b>	
lcbraskem	retbraskem	<b>1.8935</b>	<b>1</b>	<b>0.169</b>	
lcbraskem	ALL	<b>1.8935</b>	<b>1</b>	<b>0.169</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	lcbraskem	<b>13.109</b>	<b>2</b>	<b>0.001</b>	
retbraskem	ALL	<b>13.109</b>	<b>2</b>	<b>0.001</b>	
lcbraskem	retbraskem	<b>2.6971</b>	<b>2</b>	<b>0.260</b>	
lcbraskem	ALL	<b>2.6971</b>	<b>2</b>	<b>0.260</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retbraskem	lcbaskem	<b>14.472</b>	<b>3</b>	<b>0.002</b>	
retbraskem	ALL	<b>14.472</b>	<b>3</b>	<b>0.002</b>	
lcbaskem	retbraskem	<b>3.674</b>	<b>3</b>	<b>0.299</b>	
lcbaskem	ALL	<b>3.674</b>	<b>3</b>	<b>0.299</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retbraskem	lcbaskem	<b>17.06</b>	<b>4</b>	<b>0.002</b>	
retbraskem	ALL	<b>17.06</b>	<b>4</b>	<b>0.002</b>	
lcbaskem	retbraskem	<b>4.2985</b>	<b>4</b>	<b>0.367</b>	
lcbaskem	ALL	<b>4.2985</b>	<b>4</b>	<b>0.367</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retbraskem	lcbaskem	<b>17.768</b>	<b>5</b>	<b>0.003</b>	
retbraskem	ALL	<b>17.768</b>	<b>5</b>	<b>0.003</b>	
lcbaskem	retbraskem	<b>5.5281</b>	<b>5</b>	<b>0.355</b>	
lcbaskem	ALL	<b>5.5281</b>	<b>5</b>	<b>0.355</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retbraskem	lcbaskem	<b>18.776</b>	<b>6</b>	<b>0.005</b>	
retbraskem	ALL	<b>18.776</b>	<b>6</b>	<b>0.005</b>	
lcbaskem	retbraskem	<b>9.1649</b>	<b>6</b>	<b>0.165</b>	
lcbaskem	ALL	<b>9.1649</b>	<b>6</b>	<b>0.165</b>	

Anexo 131 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Cemig.

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retcemig	rescemig	.26987	1	0.603	
retcemig	ALL	.26987	1	0.603	
rescemig	retcemig	.75653	1	0.384	
rescemig	ALL	.75653	1	0.384	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retcemig	rescemig	.09274	2	0.955	
retcemig	ALL	.09274	2	0.955	
rescemig	retcemig	1.1685	2	0.558	
rescemig	ALL	1.1685	2	0.558	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retcemig	rescemig	.13501	3	0.987	
retcemig	ALL	.13501	3	0.987	
rescemig	retcemig	11.49	3	0.009	
rescemig	ALL	11.49	3	0.009	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retcemig	rescemig	.70883	4	0.950	
retcemig	ALL	.70883	4	0.950	
rescemig	retcemig	13.821	4	0.008	
rescemig	ALL	13.821	4	0.008	

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retcemig	rescemig	.71524	5	0.982	
retcemig	ALL	.71524	5	0.982	
rescemig	retcemig	5.0648	5	0.408	
rescemig	ALL	5.0648	5	0.408	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retcemig	rescemig	.78059	6	0.993	
retcemig	ALL	.78059	6	0.993	
rescemig	retcemig	4.3583	6	0.628	
rescemig	ALL	4.3583	6	0.628	

Anexo 132 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Eletrobrás.

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
reteleetrobras	lceleetrobras	.87944	1	0.348	
reteleetrobras	ALL	.87944	1	0.348	
lceleetrobras	reteleetrobras	1.0234	1	0.312	
lceleetrobras	ALL	1.0234	1	0.312	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
reteleetrobras	lceleetrobras	.14152	2	0.932	
reteleetrobras	ALL	.14152	2	0.932	
lceleetrobras	reteleetrobras	.52774	2	0.768	
lceleetrobras	ALL	.52774	2	0.768	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
reteleetrobras	lceleetrobras	2.068	3	0.558	
reteleetrobras	ALL	2.068	3	0.558	
lceleetrobras	reteleetrobras	4.8535	3	0.183	
lceleetrobras	ALL	4.8535	3	0.183	

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
reteletrobras	lceletrobras	<b>3.57</b>	<b>4</b>	<b>0.467</b>	
reteletrobras	ALL	<b>3.57</b>	<b>4</b>	<b>0.467</b>	
lceletrobras	reteletrobras	<b>7.3521</b>	<b>4</b>	<b>0.118</b>	
lceletrobras	ALL	<b>7.3521</b>	<b>4</b>	<b>0.118</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
reteletrobras	lceletrobras	<b>4.1722</b>	<b>5</b>	<b>0.525</b>	
reteletrobras	ALL	<b>4.1722</b>	<b>5</b>	<b>0.525</b>	
lceletrobras	reteletrobras	<b>10.78</b>	<b>5</b>	<b>0.056</b>	
lceletrobras	ALL	<b>10.78</b>	<b>5</b>	<b>0.056</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
reteletrobras	lceletrobras	<b>6.2574</b>	<b>6</b>	<b>0.395</b>	
reteletrobras	ALL	<b>6.2574</b>	<b>6</b>	<b>0.395</b>	
lceletrobras	reteletrobras	<b>10.017</b>	<b>6</b>	<b>0.124</b>	
lceletrobras	ALL	<b>10.017</b>	<b>6</b>	<b>0.124</b>	

**Anexo 133 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Gerdau Met.**

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdaumet	lgerdaumet	<b>.25028</b>	<b>1</b>	<b>0.617</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>.25028</b>	<b>1</b>	<b>0.617</b>	
lgerdaumet	retgerdaumet	<b>14.115</b>	<b>1</b>	<b>0.000</b>	
lgerdaumet	ALL	<b>14.115</b>	<b>1</b>	<b>0.000</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdaumet	lgerdaumet	<b>1.5356</b>	<b>2</b>	<b>0.464</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>1.5356</b>	<b>2</b>	<b>0.464</b>	
lgerdaumet	retgerdaumet	<b>5.915</b>	<b>2</b>	<b>0.052</b>	
lgerdaumet	ALL	<b>5.915</b>	<b>2</b>	<b>0.052</b>	

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retgerdaumet	lcgerdaumet	<b>3.8</b>	<b>3</b>	<b>0.284</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>3.8</b>	<b>3</b>	<b>0.284</b>	
lcgerdaumet	retgerdaumet	<b>13.774</b>	<b>3</b>	<b>0.003</b>	
lcgerdaumet	ALL	<b>13.774</b>	<b>3</b>	<b>0.003</b>	

  

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retgerdaumet	lcgerdaumet	<b>3.6268</b>	<b>4</b>	<b>0.459</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>3.6268</b>	<b>4</b>	<b>0.459</b>	
lcgerdaumet	retgerdaumet	<b>13.257</b>	<b>4</b>	<b>0.010</b>	
lcgerdaumet	ALL	<b>13.257</b>	<b>4</b>	<b>0.010</b>	

  

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retgerdaumet	lcgerdaumet	<b>5.0778</b>	<b>5</b>	<b>0.406</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>5.0778</b>	<b>5</b>	<b>0.406</b>	
lcgerdaumet	retgerdaumet	<b>13.069</b>	<b>5</b>	<b>0.023</b>	
lcgerdaumet	ALL	<b>13.069</b>	<b>5</b>	<b>0.023</b>	

  

<b>. var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retgerdaumet	lcgerdaumet	<b>8.2766</b>	<b>6</b>	<b>0.219</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>8.2766</b>	<b>6</b>	<b>0.219</b>	
lcgerdaumet	retgerdaumet	<b>14.559</b>	<b>6</b>	<b>0.024</b>	
lcgerdaumet	ALL	<b>14.559</b>	<b>6</b>	<b>0.024</b>	

Anexo 134 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Klabin SA.

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retklabinsa	lcklabinsa	<b>1.8347</b>	<b>1</b>	<b>0.176</b>	
retklabinsa	ALL	<b>1.8347</b>	<b>1</b>	<b>0.176</b>	
lcklabinsa	retklabinsa	<b>1.3811</b>	<b>1</b>	<b>0.240</b>	
lcklabinsa	ALL	<b>1.3811</b>	<b>1</b>	<b>0.240</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retklabinsa	lcklabinsa	<b>3.1478</b>	<b>2</b>	<b>0.207</b>	
retklabinsa	ALL	<b>3.1478</b>	<b>2</b>	<b>0.207</b>	
lcklabinsa	retklabinsa	<b>1.7288</b>	<b>2</b>	<b>0.421</b>	
lcklabinsa	ALL	<b>1.7288</b>	<b>2</b>	<b>0.421</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retklabinsa	lcklabinsa	<b>4.4013</b>	<b>3</b>	<b>0.221</b>	
retklabinsa	ALL	<b>4.4013</b>	<b>3</b>	<b>0.221</b>	
lcklabinsa	retklabinsa	<b>3.2128</b>	<b>3</b>	<b>0.360</b>	
lcklabinsa	ALL	<b>3.2128</b>	<b>3</b>	<b>0.360</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retklabinsa	lcklabinsa	<b>4.8638</b>	<b>4</b>	<b>0.302</b>	
retklabinsa	ALL	<b>4.8638</b>	<b>4</b>	<b>0.302</b>	
lcklabinsa	retklabinsa	<b>5.156</b>	<b>4</b>	<b>0.272</b>	
lcklabinsa	ALL	<b>5.156</b>	<b>4</b>	<b>0.272</b>	

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retklabinsa	lcklabinsa	<b>5.7251</b>	<b>5</b>	<b>0.334</b>	
retklabinsa	ALL	<b>5.7251</b>	<b>5</b>	<b>0.334</b>	
lcklabinsa	retklabinsa	<b>5.0015</b>	<b>5</b>	<b>0.416</b>	
lcklabinsa	ALL	<b>5.0015</b>	<b>5</b>	<b>0.416</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retklabinsa	lcklabinsa	<b>5.2018</b>	<b>6</b>	<b>0.518</b>	
retklabinsa	ALL	<b>5.2018</b>	<b>6</b>	<b>0.518</b>	
lcklabinsa	retklabinsa	<b>4.5782</b>	<b>6</b>	<b>0.599</b>	
lcklabinsa	ALL	<b>4.5782</b>	<b>6</b>	<b>0.599</b>	

**Anexo 135 – Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Light SA.**

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlightsa	lclightsa	<b>.03235</b>	<b>1</b>	<b>0.857</b>	
retlightsa	ALL	<b>.03235</b>	<b>1</b>	<b>0.857</b>	
lclightsa	retlightsa	<b>2.9132</b>	<b>1</b>	<b>0.088</b>	
lclightsa	ALL	<b>2.9132</b>	<b>1</b>	<b>0.088</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlightsa	lclightsa	<b>4.3258</b>	<b>2</b>	<b>0.115</b>	
retlightsa	ALL	<b>4.3258</b>	<b>2</b>	<b>0.115</b>	
lclightsa	retlightsa	<b>4.5917</b>	<b>2</b>	<b>0.101</b>	
lclightsa	ALL	<b>4.5917</b>	<b>2</b>	<b>0.101</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlightsa	lclightsa	<b>4.5421</b>	<b>3</b>	<b>0.209</b>	
retlightsa	ALL	<b>4.5421</b>	<b>3</b>	<b>0.209</b>	
lclightsa	retlightsa	<b>4.1962</b>	<b>3</b>	<b>0.241</b>	
lclightsa	ALL	<b>4.1962</b>	<b>3</b>	<b>0.241</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlightsa	lclightsa	<b>5.5889</b>	<b>4</b>	<b>0.232</b>	
retlightsa	ALL	<b>5.5889</b>	<b>4</b>	<b>0.232</b>	
lclightsa	retlightsa	<b>6.3182</b>	<b>4</b>	<b>0.177</b>	
lclightsa	ALL	<b>6.3182</b>	<b>4</b>	<b>0.177</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlightsa	lclightsa	<b>5.4577</b>	<b>5</b>	<b>0.363</b>	
retlightsa	ALL	<b>5.4577</b>	<b>5</b>	<b>0.363</b>	
lclightsa	retlightsa	<b>3.7628</b>	<b>5</b>	<b>0.584</b>	
lclightsa	ALL	<b>3.7628</b>	<b>5</b>	<b>0.584</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlightsa	lclightsa	<b>8.8576</b>	<b>6</b>	<b>0.182</b>	
retlightsa	ALL	<b>8.8576</b>	<b>6</b>	<b>0.182</b>	
lclightsa	retlightsa	<b>8.1023</b>	<b>6</b>	<b>0.231</b>	
lclightsa	ALL	<b>8.1023</b>	<b>6</b>	<b>0.231</b>	

Anexo 136– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Lojas Americanas.

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlojasameric	lclojasameric	<b>1.5e-06</b>	<b>1</b>	<b>0.999</b>	
retlojasameric	ALL	<b>1.5e-06</b>	<b>1</b>	<b>0.999</b>	
lclojasameric	retlojasameric	<b>1.6599</b>	<b>1</b>	<b>0.198</b>	
lclojasameric	ALL	<b>1.6599</b>	<b>1</b>	<b>0.198</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlojasameric	lclojasameric	<b>.42344</b>	<b>2</b>	<b>0.809</b>	
retlojasameric	ALL	<b>.42344</b>	<b>2</b>	<b>0.809</b>	
lclojasameric	retlojasameric	<b>4.3515</b>	<b>2</b>	<b>0.114</b>	
lclojasameric	ALL	<b>4.3515</b>	<b>2</b>	<b>0.114</b>	

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retlojasameric	lclojasameric	<b>5.8391</b>	<b>3</b>	<b>0.120</b>	
retlojasameric	ALL	<b>5.8391</b>	<b>3</b>	<b>0.120</b>	
lclojasameric	retlojasameric	<b>4.2418</b>	<b>3</b>	<b>0.237</b>	
lclojasameric	ALL	<b>4.2418</b>	<b>3</b>	<b>0.237</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retlojasameric	lclojasameric	<b>14.431</b>	<b>4</b>	<b>0.006</b>	
retlojasameric	ALL	<b>14.431</b>	<b>4</b>	<b>0.006</b>	
lclojasameric	retlojasameric	<b>9.0226</b>	<b>4</b>	<b>0.061</b>	
lclojasameric	ALL	<b>9.0226</b>	<b>4</b>	<b>0.061</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retlojasameric	lclojasameric	<b>17.725</b>	<b>5</b>	<b>0.003</b>	
retlojasameric	ALL	<b>17.725</b>	<b>5</b>	<b>0.003</b>	
lclojasameric	retlojasameric	<b>9.0177</b>	<b>5</b>	<b>0.108</b>	
lclojasameric	ALL	<b>9.0177</b>	<b>5</b>	<b>0.108</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retlojasameric	lclojasameric	<b>32.225</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
retlojasameric	ALL	<b>32.225</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
lclojasameric	retlojasameric	<b>9.3831</b>	<b>6</b>	<b>0.153</b>	
lclojasameric	ALL	<b>9.3831</b>	<b>6</b>	<b>0.153</b>	

Anexo 137– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Marcopolo.

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retmarcopolo	lcmarcopolo	<b>.18864</b>	<b>1</b>	<b>0.664</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>.18864</b>	<b>1</b>	<b>0.664</b>	
lcmarcopolo	retmarcopolo	<b>3.0391</b>	<b>1</b>	<b>0.081</b>	
lcmarcopolo	ALL	<b>3.0391</b>	<b>1</b>	<b>0.081</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retmarcopolo	lcmarcopolo	<b>1.0711</b>	<b>2</b>	<b>0.585</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>1.0711</b>	<b>2</b>	<b>0.585</b>	
lcmarcopolo	retmarcopolo	<b>.65587</b>	<b>2</b>	<b>0.720</b>	
lcmarcopolo	ALL	<b>.65587</b>	<b>2</b>	<b>0.720</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retmarcopolo	lcmarcopolo	<b>.90601</b>	<b>3</b>	<b>0.824</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>.90601</b>	<b>3</b>	<b>0.824</b>	
lcmarcopolo	retmarcopolo	<b>1.9092</b>	<b>3</b>	<b>0.591</b>	
lcmarcopolo	ALL	<b>1.9092</b>	<b>3</b>	<b>0.591</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retmarcopolo	lcmarcopolo	<b>1.3032</b>	<b>4</b>	<b>0.861</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>1.3032</b>	<b>4</b>	<b>0.861</b>	
lcmarcopolo	retmarcopolo	<b>1.9613</b>	<b>4</b>	<b>0.743</b>	
lcmarcopolo	ALL	<b>1.9613</b>	<b>4</b>	<b>0.743</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retmarcopolo	lcmarcopolo	<b>4.3699</b>	<b>5</b>	<b>0.497</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>4.3699</b>	<b>5</b>	<b>0.497</b>	
lcmarcopolo	retmarcopolo	<b>3.9338</b>	<b>5</b>	<b>0.559</b>	
lcmarcopolo	ALL	<b>3.9338</b>	<b>5</b>	<b>0.559</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retmarcopolo	lcmarcopolo	<b>10.16</b>	<b>6</b>	<b>0.118</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>10.16</b>	<b>6</b>	<b>0.118</b>	
lcmarcopolo	retmarcopolo	<b>5.0674</b>	<b>6</b>	<b>0.535</b>	
lcmarcopolo	ALL	<b>5.0674</b>	<b>6</b>	<b>0.535</b>	

Anexo 138– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa P. açúcar.

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retpacucarcbd	lcpacucarcbd	<b>.61784</b>	<b>1</b>	<b>0.432</b>	
retpacucarcbd	ALL	<b>.61784</b>	<b>1</b>	<b>0.432</b>	
lcpacucarcbd	retpacucarcbd	<b>3.3399</b>	<b>1</b>	<b>0.068</b>	
lcpacucarcbd	ALL	<b>3.3399</b>	<b>1</b>	<b>0.068</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retpacucarcbd	lcpacucarcbd	<b>1.2159</b>	<b>2</b>	<b>0.544</b>	
retpacucarcbd	ALL	<b>1.2159</b>	<b>2</b>	<b>0.544</b>	
lcpacucarcbd	retpacucarcbd	<b>3.2768</b>	<b>2</b>	<b>0.194</b>	
lcpacucarcbd	ALL	<b>3.2768</b>	<b>2</b>	<b>0.194</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retpacucarcbd	lcpacucarcbd	<b>1.4629</b>	<b>3</b>	<b>0.691</b>	
retpacucarcbd	ALL	<b>1.4629</b>	<b>3</b>	<b>0.691</b>	
lcpacucarcbd	retpacucarcbd	<b>6.3581</b>	<b>3</b>	<b>0.095</b>	
lcpacucarcbd	ALL	<b>6.3581</b>	<b>3</b>	<b>0.095</b>	

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retpacucarcbd	lcpacucarcbd	<b>2.0102</b>	<b>4</b>	<b>0.734</b>	
retpacucarcbd	ALL	<b>2.0102</b>	<b>4</b>	<b>0.734</b>	
lcpacucarcbd	retpacucarcbd	<b>7.0096</b>	<b>4</b>	<b>0.135</b>	
lcpacucarcbd	ALL	<b>7.0096</b>	<b>4</b>	<b>0.135</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retpacucarcbd	lcpacucarcbd	<b>3.5471</b>	<b>5</b>	<b>0.616</b>	
retpacucarcbd	ALL	<b>3.5471</b>	<b>5</b>	<b>0.616</b>	
lcpacucarcbd	retpacucarcbd	<b>7.264</b>	<b>5</b>	<b>0.202</b>	
lcpacucarcbd	ALL	<b>7.264</b>	<b>5</b>	<b>0.202</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retpacucarcbd	lcpacucarcbd	<b>4.7098</b>	<b>6</b>	<b>0.582</b>	
retpacucarcbd	ALL	<b>4.7098</b>	<b>6</b>	<b>0.582</b>	
lcpacucarcbd	retpacucarcbd	<b>9.0111</b>	<b>6</b>	<b>0.173</b>	
lcpacucarcbd	ALL	<b>9.0111</b>	<b>6</b>	<b>0.173</b>	

Anexo 139– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Randon Part.

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retrandonpart	lcrandonpart	<b>.00117</b>	<b>1</b>	<b>0.973</b>	
retrandonpart	ALL	<b>.00117</b>	<b>1</b>	<b>0.973</b>	
lcrandonpart	retrandonpart	<b>2.6315</b>	<b>1</b>	<b>0.105</b>	
lcrandonpart	ALL	<b>2.6315</b>	<b>1</b>	<b>0.105</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retrandonpart	lcrandonpart	<b>.9887</b>	<b>2</b>	<b>0.610</b>	
retrandonpart	ALL	<b>.9887</b>	<b>2</b>	<b>0.610</b>	
lcrandonpart	retrandonpart	<b>18.64</b>	<b>2</b>	<b>0.000</b>	
lcrandonpart	ALL	<b>18.64</b>	<b>2</b>	<b>0.000</b>	

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retrandonpart retrandonpart	lcrandonpart	<b>3.1067</b>	<b>3</b>	<b>0.375</b>	
	ALL	<b>3.1067</b>	<b>3</b>	<b>0.375</b>	
lcrandonpart lcrandonpart	retrandonpart	<b>2.5485</b>	<b>3</b>	<b>0.467</b>	
	ALL	<b>2.5485</b>	<b>3</b>	<b>0.467</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retrandonpart retrandonpart	lcrandonpart	<b>2.7079</b>	<b>4</b>	<b>0.608</b>	
	ALL	<b>2.7079</b>	<b>4</b>	<b>0.608</b>	
lcrandonpart lcrandonpart	retrandonpart	<b>7.5495</b>	<b>4</b>	<b>0.110</b>	
	ALL	<b>7.5495</b>	<b>4</b>	<b>0.110</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retrandonpart retrandonpart	lcrandonpart	<b>2.7035</b>	<b>5</b>	<b>0.746</b>	
	ALL	<b>2.7035</b>	<b>5</b>	<b>0.746</b>	
lcrandonpart lcrandonpart	retrandonpart	<b>5.1852</b>	<b>5</b>	<b>0.394</b>	
	ALL	<b>5.1852</b>	<b>5</b>	<b>0.394</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retrandonpart retrandonpart	lcrandonpart	<b>6.588</b>	<b>6</b>	<b>0.361</b>	
	ALL	<b>6.588</b>	<b>6</b>	<b>0.361</b>	
lcrandonpart lcrandonpart	retrandonpart	<b>4.5871</b>	<b>6</b>	<b>0.598</b>	
	ALL	<b>4.5871</b>	<b>6</b>	<b>0.598</b>	

Anexo 140– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Souza Cruz.

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsouzacruz	lcsouzacruz	.0095	1	0.922	
retsouzacruz	ALL	.0095	1	0.922	
lcsouzacruz	retsouzacruz	4.385	1	0.036	
lcsouzacruz	ALL	4.385	1	0.036	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsouzacruz	lcsouzacruz	.47053	2	0.790	
retsouzacruz	ALL	.47053	2	0.790	
lcsouzacruz	retsouzacruz	4.0705	2	0.131	
lcsouzacruz	ALL	4.0705	2	0.131	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsouzacruz	lcsouzacruz	2.3025	3	0.512	
retsouzacruz	ALL	2.3025	3	0.512	
lcsouzacruz	retsouzacruz	4.2654	3	0.234	
lcsouzacruz	ALL	4.2654	3	0.234	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsouzacruz	lcsouzacruz	2.7493	4	0.601	
retsouzacruz	ALL	2.7493	4	0.601	
lcsouzacruz	retsouzacruz	5.6166	4	0.230	
lcsouzacruz	ALL	5.6166	4	0.230	

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsouzacruz	lcsouzacruz	<b>2.6093</b>	<b>5</b>	<b>0.760</b>
retsouzacruz	ALL	<b>2.6093</b>	<b>5</b>	<b>0.760</b>
lcsouzacruz	retsouzacruz	<b>9.5957</b>	<b>5</b>	<b>0.088</b>
lcsouzacruz	ALL	<b>9.5957</b>	<b>5</b>	<b>0.088</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsouzacruz	lcsouzacruz	<b>15.416</b>	<b>6</b>	<b>0.017</b>
retsouzacruz	ALL	<b>15.416</b>	<b>6</b>	<b>0.017</b>
lcsouzacruz	retsouzacruz	<b>11.078</b>	<b>6</b>	<b>0.086</b>
lcsouzacruz	ALL	<b>11.078</b>	<b>6</b>	<b>0.086</b>

Anexo 141– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Suzano Papel.

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsuzanopapel	lcsuzanopapel	<b>.51842</b>	<b>1</b>	<b>0.472</b>
retsuzanopapel	ALL	<b>.51842</b>	<b>1</b>	<b>0.472</b>
lcsuzanopapel	retsuzanopapel	<b>.46298</b>	<b>1</b>	<b>0.496</b>
lcsuzanopapel	ALL	<b>.46298</b>	<b>1</b>	<b>0.496</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsuzanopapel	lcsuzanopapel	<b>3.5168</b>	<b>2</b>	<b>0.172</b>
retsuzanopapel	ALL	<b>3.5168</b>	<b>2</b>	<b>0.172</b>
lcsuzanopapel	retsuzanopapel	<b>8.3828</b>	<b>2</b>	<b>0.015</b>
lcsuzanopapel	ALL	<b>8.3828</b>	<b>2</b>	<b>0.015</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsuzanopapel	lcsuzanopapel	<b>5.0865</b>	<b>3</b>	<b>0.166</b>
retsuzanopapel	ALL	<b>5.0865</b>	<b>3</b>	<b>0.166</b>
lcsuzanopapel	retsuzanopapel	<b>3.0983</b>	<b>3</b>	<b>0.377</b>
lcsuzanopapel	ALL	<b>3.0983</b>	<b>3</b>	<b>0.377</b>

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsuzanopapel	lcsuzanopapel	<b>5.5647</b>	<b>4</b>	<b>0.234</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>5.5647</b>	<b>4</b>	<b>0.234</b>	
lcsuzanopapel	retsuzanopapel	<b>2.7275</b>	<b>4</b>	<b>0.604</b>	
lcsuzanopapel	ALL	<b>2.7275</b>	<b>4</b>	<b>0.604</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsuzanopapel	lcsuzanopapel	<b>5.7743</b>	<b>5</b>	<b>0.329</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>5.7743</b>	<b>5</b>	<b>0.329</b>	
lcsuzanopapel	retsuzanopapel	<b>9.9061</b>	<b>5</b>	<b>0.078</b>	
lcsuzanopapel	ALL	<b>9.9061</b>	<b>5</b>	<b>0.078</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsuzanopapel	lcsuzanopapel	<b>6.1985</b>	<b>6</b>	<b>0.401</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>6.1985</b>	<b>6</b>	<b>0.401</b>	
lcsuzanopapel	retsuzanopapel	<b>11.364</b>	<b>6</b>	<b>0.078</b>	
lcsuzanopapel	ALL	<b>11.364</b>	<b>6</b>	<b>0.078</b>	

Anexo 142– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Telef Brasil.

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
rettelefbrasil	lctelefbrasil	<b>5.1902</b>	<b>1</b>	<b>0.023</b>	
rettelefbrasil	ALL	<b>5.1902</b>	<b>1</b>	<b>0.023</b>	
lctelefbrasil	rettelefbrasil	<b>.4744</b>	<b>1</b>	<b>0.491</b>	
lctelefbrasil	ALL	<b>.4744</b>	<b>1</b>	<b>0.491</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
rettelefbrasil	lctelefbrasil	<b>7.4684</b>	<b>2</b>	<b>0.024</b>	
rettelefbrasil	ALL	<b>7.4684</b>	<b>2</b>	<b>0.024</b>	
lctelefbrasil	rettelefbrasil	<b>2.3462</b>	<b>2</b>	<b>0.309</b>	
lctelefbrasil	ALL	<b>2.3462</b>	<b>2</b>	<b>0.309</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
rettelefbrasil rettelefbrasil	lctelefbrasil	ALL	<b>5.5953</b>	<b>3</b>	<b>0.133</b>
			<b>5.5953</b>	<b>3</b>	<b>0.133</b>
lctelefbrasil lctelefbrasil	rettelefbrasil	ALL	<b>7.5383</b>	<b>3</b>	<b>0.057</b>
			<b>7.5383</b>	<b>3</b>	<b>0.057</b>

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
rettelefbrasil rettelefbrasil	lctelefbrasil	ALL	<b>7.9558</b>	<b>4</b>	<b>0.093</b>
			<b>7.9558</b>	<b>4</b>	<b>0.093</b>
lctelefbrasil lctelefbrasil	rettelefbrasil	ALL	<b>6.0115</b>	<b>4</b>	<b>0.198</b>
			<b>6.0115</b>	<b>4</b>	<b>0.198</b>

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
rettelefbrasil rettelefbrasil	lctelefbrasil	ALL	<b>11.343</b>	<b>5</b>	<b>0.045</b>
			<b>11.343</b>	<b>5</b>	<b>0.045</b>
lctelefbrasil lctelefbrasil	rettelefbrasil	ALL	<b>5.2328</b>	<b>5</b>	<b>0.388</b>
			<b>5.2328</b>	<b>5</b>	<b>0.388</b>

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation		Excluded	chi2	df	Prob > chi2
rettelefbrasil rettelefbrasil	lctelefbrasil	ALL	<b>12.611</b>	<b>6</b>	<b>0.050</b>
			<b>12.611</b>	<b>6</b>	<b>0.050</b>
lctelefbrasil lctelefbrasil	rettelefbrasil	ALL	<b>4.7547</b>	<b>6</b>	<b>0.576</b>
			<b>4.7547</b>	<b>6</b>	<b>0.576</b>

Anexo 143– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre LC e RET para a empresa Vale.

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retvale	lcvale	.10465	1	0.746	
retvale	ALL	.10465	1	0.746	
lcvale	retvale	.36306	1	0.547	
lcvale	ALL	.36306	1	0.547	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retvale	lcvale	3.7336	2	0.155	
retvale	ALL	3.7336	2	0.155	
lcvale	retvale	1.0385	2	0.595	
lcvale	ALL	1.0385	2	0.595	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retvale	lcvale	4.3577	3	0.225	
retvale	ALL	4.3577	3	0.225	
lcvale	retvale	4.3164	3	0.229	
lcvale	ALL	4.3164	3	0.229	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retvale	lcvale	3.9993	4	0.406	
retvale	ALL	3.9993	4	0.406	
lcvale	retvale	4.4799	4	0.345	
lcvale	ALL	4.4799	4	0.345	

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retvale	lcvale	5.365	5	0.373	
retvale	ALL	5.365	5	0.373	
lcvale	retvale	4.7808	5	0.443	
lcvale	ALL	4.7808	5	0.443	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retvale	lcvale	10.15	6	0.118	
retvale	ALL	10.15	6	0.118	
lcvale	retvale	7.3973	6	0.286	
lcvale	ALL	7.3973	6	0.286	

Anexo 144– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Ambev.

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retambev	mlambev	.45007	1	0.502	
retambev	ALL	.45007	1	0.502	
mlambev	retambev	.49463	1	0.482	
mlambev	ALL	.49463	1	0.482	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retambev	mlambev	4.3127	2	0.116	
retambev	ALL	4.3127	2	0.116	
mlambev	retambev	.14291	2	0.931	
mlambev	ALL	.14291	2	0.931	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retambev	mlambev	3.6663	3	0.300	
retambev	ALL	3.6663	3	0.300	
mlambev	retambev	2.6849	3	0.443	
mlambev	ALL	2.6849	3	0.443	

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retambeve	mambeve	<b>7.6581</b>	<b>4</b>	<b>0.105</b>	
retambeve	ALL	<b>7.6581</b>	<b>4</b>	<b>0.105</b>	
mambeve	retambeve	<b>7.8004</b>	<b>4</b>	<b>0.099</b>	
mambeve	ALL	<b>7.8004</b>	<b>4</b>	<b>0.099</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retambeve	mambeve	<b>7.905</b>	<b>5</b>	<b>0.162</b>	
retambeve	ALL	<b>7.905</b>	<b>5</b>	<b>0.162</b>	
mambeve	retambeve	<b>8.8767</b>	<b>5</b>	<b>0.114</b>	
mambeve	ALL	<b>8.8767</b>	<b>5</b>	<b>0.114</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retambeve	mambeve	<b>9.944</b>	<b>6</b>	<b>0.127</b>	
retambeve	ALL	<b>9.944</b>	<b>6</b>	<b>0.127</b>	
mambeve	retambeve	<b>27.632</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
mambeve	ALL	<b>27.632</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	

Anexo 145– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Brasil Telec.

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbrasiltelec	mbrasiltelec	<b>.0055</b>	<b>1</b>	<b>0.941</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>.0055</b>	<b>1</b>	<b>0.941</b>	
mbrasiltelec	retbrasiltelec	<b>.59299</b>	<b>1</b>	<b>0.441</b>	
mbrasiltelec	ALL	<b>.59299</b>	<b>1</b>	<b>0.441</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbrasiltelec	mbrasiltelec	<b>.10955</b>	<b>2</b>	<b>0.947</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>.10955</b>	<b>2</b>	<b>0.947</b>	
mbrasiltelec	retbrasiltelec	<b>1.8113</b>	<b>2</b>	<b>0.404</b>	
mbrasiltelec	ALL	<b>1.8113</b>	<b>2</b>	<b>0.404</b>	

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbrasilelec	mlbrasilelec	<b>.13072</b>	<b>3</b>	<b>0.988</b>	
retbrasilelec	ALL	<b>.13072</b>	<b>3</b>	<b>0.988</b>	
mlbrasilelec	retbrasilelec	<b>11.682</b>	<b>3</b>	<b>0.009</b>	
mlbrasilelec	ALL	<b>11.682</b>	<b>3</b>	<b>0.009</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbrasilelec	mlbrasilelec	<b>.29819</b>	<b>4</b>	<b>0.990</b>	
retbrasilelec	ALL	<b>.29819</b>	<b>4</b>	<b>0.990</b>	
mlbrasilelec	retbrasilelec	<b>9.4754</b>	<b>4</b>	<b>0.050</b>	
mlbrasilelec	ALL	<b>9.4754</b>	<b>4</b>	<b>0.050</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbrasilelec	mlbrasilelec	<b>.82503</b>	<b>5</b>	<b>0.975</b>	
retbrasilelec	ALL	<b>.82503</b>	<b>5</b>	<b>0.975</b>	
mlbrasilelec	retbrasilelec	<b>9.5487</b>	<b>5</b>	<b>0.089</b>	
mlbrasilelec	ALL	<b>9.5487</b>	<b>5</b>	<b>0.089</b>	

  

<b>. vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbrasilelec	mlbrasilelec	<b>4.0447</b>	<b>6</b>	<b>0.671</b>	
retbrasilelec	ALL	<b>4.0447</b>	<b>6</b>	<b>0.671</b>	
mlbrasilelec	retbrasilelec	<b>8.4851</b>	<b>6</b>	<b>0.205</b>	
mlbrasilelec	ALL	<b>8.4851</b>	<b>6</b>	<b>0.205</b>	

Anexo 146– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Braskem.

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	mibraskem	<b>.00167</b>	<b>1</b>	<b>0.967</b>	
retbraskem	ALL	<b>.00167</b>	<b>1</b>	<b>0.967</b>	
mibraskem	retbraskem	<b>1.3649</b>	<b>1</b>	<b>0.243</b>	
mibraskem	ALL	<b>1.3649</b>	<b>1</b>	<b>0.243</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	mibraskem	<b>4.6927</b>	<b>2</b>	<b>0.096</b>	
retbraskem	ALL	<b>4.6927</b>	<b>2</b>	<b>0.096</b>	
mibraskem	retbraskem	<b>.01868</b>	<b>2</b>	<b>0.991</b>	
mibraskem	ALL	<b>.01868</b>	<b>2</b>	<b>0.991</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	mibraskem	<b>22.217</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>	
retbraskem	ALL	<b>22.217</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>	
mibraskem	retbraskem	<b>5.7864</b>	<b>3</b>	<b>0.122</b>	
mibraskem	ALL	<b>5.7864</b>	<b>3</b>	<b>0.122</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	mibraskem	<b>21.332</b>	<b>4</b>	<b>0.000</b>	
retbraskem	ALL	<b>21.332</b>	<b>4</b>	<b>0.000</b>	
mibraskem	retbraskem	<b>2.9238</b>	<b>4</b>	<b>0.571</b>	
mibraskem	ALL	<b>2.9238</b>	<b>4</b>	<b>0.571</b>	

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	mlbraskem	<b>21.743</b>	<b>5</b>	<b>0.001</b>	
retbraskem	ALL	<b>21.743</b>	<b>5</b>	<b>0.001</b>	
mlbraskem	retbraskem	<b>11.094</b>	<b>5</b>	<b>0.050</b>	
mlbraskem	ALL	<b>11.094</b>	<b>5</b>	<b>0.050</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retbraskem	mlbraskem	<b>25.013</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
retbraskem	ALL	<b>25.013</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
mlbraskem	retbraskem	<b>5.7856</b>	<b>6</b>	<b>0.448</b>	
mlbraskem	ALL	<b>5.7856</b>	<b>6</b>	<b>0.448</b>	

Anexo 147– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Cemig.

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retcemig	mlcemig	<b>.00903</b>	<b>1</b>	<b>0.924</b>	
retcemig	ALL	<b>.00903</b>	<b>1</b>	<b>0.924</b>	
mlcemig	retcemig	<b>12.263</b>	<b>1</b>	<b>0.000</b>	
mlcemig	ALL	<b>12.263</b>	<b>1</b>	<b>0.000</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retcemig	mlcemig	<b>.14024</b>	<b>2</b>	<b>0.932</b>	
retcemig	ALL	<b>.14024</b>	<b>2</b>	<b>0.932</b>	
mlcemig	retcemig	<b>1.0787</b>	<b>2</b>	<b>0.583</b>	
mlcemig	ALL	<b>1.0787</b>	<b>2</b>	<b>0.583</b>	

  

. vargranger					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retcemig	mlcemig	<b>2.6613</b>	<b>3</b>	<b>0.447</b>	
retcemig	ALL	<b>2.6613</b>	<b>3</b>	<b>0.447</b>	
mlcemig	retcemig	<b>7.9049</b>	<b>3</b>	<b>0.048</b>	
mlcemig	ALL	<b>7.9049</b>	<b>3</b>	<b>0.048</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retcemig	mlcemig	<b>2.9842</b>	<b>4</b>	<b>0.560</b>	
retcemig	ALL	<b>2.9842</b>	<b>4</b>	<b>0.560</b>	
mlcemig	retcemig	<b>4.4554</b>	<b>4</b>	<b>0.348</b>	
mlcemig	ALL	<b>4.4554</b>	<b>4</b>	<b>0.348</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retcemig	mlcemig	<b>6.8515</b>	<b>5</b>	<b>0.232</b>	
retcemig	ALL	<b>6.8515</b>	<b>5</b>	<b>0.232</b>	
mlcemig	retcemig	<b>3.9281</b>	<b>5</b>	<b>0.560</b>	
mlcemig	ALL	<b>3.9281</b>	<b>5</b>	<b>0.560</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retcemig	mlcemig	<b>6.8526</b>	<b>6</b>	<b>0.335</b>	
retcemig	ALL	<b>6.8526</b>	<b>6</b>	<b>0.335</b>	
mlcemig	retcemig	<b>10.298</b>	<b>6</b>	<b>0.113</b>	
mlcemig	ALL	<b>10.298</b>	<b>6</b>	<b>0.113</b>	

Anexo 148– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Eletrobrás.

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
reteleetrobras	mleleetrobras	<b>.2411</b>	<b>1</b>	<b>0.623</b>	
reteleetrobras	ALL	<b>.2411</b>	<b>1</b>	<b>0.623</b>	
mleleetrobras	reteleetrobras	<b>.22108</b>	<b>1</b>	<b>0.638</b>	
mleleetrobras	ALL	<b>.22108</b>	<b>1</b>	<b>0.638</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
reteleetrobras	mleleetrobras	<b>3.6988</b>	<b>2</b>	<b>0.157</b>	
reteleetrobras	ALL	<b>3.6988</b>	<b>2</b>	<b>0.157</b>	
mleleetrobras	reteleetrobras	<b>2.4094</b>	<b>2</b>	<b>0.300</b>	
mleleetrobras	ALL	<b>2.4094</b>	<b>2</b>	<b>0.300</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
reteletrobras	mleletrobras	<b>5.5274</b>	<b>3</b>	<b>0.137</b>	
reteletrobras	ALL	<b>5.5274</b>	<b>3</b>	<b>0.137</b>	
mleletrobras	reteletrobras	<b>5.531</b>	<b>3</b>	<b>0.137</b>	
mleletrobras	ALL	<b>5.531</b>	<b>3</b>	<b>0.137</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
reteletrobras	mleletrobras	<b>8.2878</b>	<b>4</b>	<b>0.082</b>	
reteletrobras	ALL	<b>8.2878</b>	<b>4</b>	<b>0.082</b>	
mleletrobras	reteletrobras	<b>7.6351</b>	<b>4</b>	<b>0.106</b>	
mleletrobras	ALL	<b>7.6351</b>	<b>4</b>	<b>0.106</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
reteletrobras	mleletrobras	<b>18.418</b>	<b>5</b>	<b>0.002</b>	
reteletrobras	ALL	<b>18.418</b>	<b>5</b>	<b>0.002</b>	
mleletrobras	reteletrobras	<b>9.4788</b>	<b>5</b>	<b>0.091</b>	
mleletrobras	ALL	<b>9.4788</b>	<b>5</b>	<b>0.091</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
reteletrobras	mleletrobras	<b>16.837</b>	<b>6</b>	<b>0.010</b>	
reteletrobras	ALL	<b>16.837</b>	<b>6</b>	<b>0.010</b>	
mleletrobras	reteletrobras	<b>14.218</b>	<b>6</b>	<b>0.027</b>	
mleletrobras	ALL	<b>14.218</b>	<b>6</b>	<b>0.027</b>	

Anexo 149– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Gerdau.

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdau	m1gerdau	<b>.01752</b>	<b>1</b>	<b>0.895</b>	
retgerdau	ALL	<b>.01752</b>	<b>1</b>	<b>0.895</b>	
m1gerdau	retgerdau	<b>.1753</b>	<b>1</b>	<b>0.675</b>	
m1gerdau	ALL	<b>.1753</b>	<b>1</b>	<b>0.675</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdau	m1gerdau	<b>.02538</b>	<b>2</b>	<b>0.987</b>	
retgerdau	ALL	<b>.02538</b>	<b>2</b>	<b>0.987</b>	
m1gerdau	retgerdau	<b>1.232</b>	<b>2</b>	<b>0.540</b>	
m1gerdau	ALL	<b>1.232</b>	<b>2</b>	<b>0.540</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdau	m1gerdau	<b>5.017</b>	<b>3</b>	<b>0.171</b>	
retgerdau	ALL	<b>5.017</b>	<b>3</b>	<b>0.171</b>	
m1gerdau	retgerdau	<b>1.5519</b>	<b>3</b>	<b>0.670</b>	
m1gerdau	ALL	<b>1.5519</b>	<b>3</b>	<b>0.670</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retgerdau	m1gerdau	<b>5.9578</b>	<b>4</b>	<b>0.202</b>	
retgerdau	ALL	<b>5.9578</b>	<b>4</b>	<b>0.202</b>	
m1gerdau	retgerdau	<b>5.0645</b>	<b>4</b>	<b>0.281</b>	
m1gerdau	ALL	<b>5.0645</b>	<b>4</b>	<b>0.281</b>	

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdau	m1gerdau	<b>12.886</b>	<b>5</b>	<b>0.024</b>	
retgerdau	ALL	<b>12.886</b>	<b>5</b>	<b>0.024</b>	
m1gerdau	retgerdau	<b>8.1097</b>	<b>5</b>	<b>0.150</b>	
m1gerdau	ALL	<b>8.1097</b>	<b>5</b>	<b>0.150</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdau	m1gerdau	<b>12.118</b>	<b>6</b>	<b>0.059</b>	
retgerdau	ALL	<b>12.118</b>	<b>6</b>	<b>0.059</b>	
m1gerdau	retgerdau	<b>10.506</b>	<b>6</b>	<b>0.105</b>	
m1gerdau	ALL	<b>10.506</b>	<b>6</b>	<b>0.105</b>	

**Anexo 150– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Gerdau Met.**

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdaumet	m1gerdaumet	<b>.14185</b>	<b>1</b>	<b>0.706</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>.14185</b>	<b>1</b>	<b>0.706</b>	
m1gerdaumet	retgerdaumet	<b>1.7149</b>	<b>1</b>	<b>0.190</b>	
m1gerdaumet	ALL	<b>1.7149</b>	<b>1</b>	<b>0.190</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdaumet	m1gerdaumet	<b>.15473</b>	<b>2</b>	<b>0.926</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>.15473</b>	<b>2</b>	<b>0.926</b>	
m1gerdaumet	retgerdaumet	<b>9.931</b>	<b>2</b>	<b>0.007</b>	
m1gerdaumet	ALL	<b>9.931</b>	<b>2</b>	<b>0.007</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdaumet	m1gerdaumet	<b>8.8454</b>	<b>3</b>	<b>0.031</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>8.8454</b>	<b>3</b>	<b>0.031</b>	
m1gerdaumet	retgerdaumet	<b>18.036</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>	
m1gerdaumet	ALL	<b>18.036</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdaumet	m1gerdaumet	<b>17.799</b>	<b>4</b>	<b>0.001</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>17.799</b>	<b>4</b>	<b>0.001</b>	
m1gerdaumet	retgerdaumet	<b>31.567</b>	<b>4</b>	<b>0.000</b>	
m1gerdaumet	ALL	<b>31.567</b>	<b>4</b>	<b>0.000</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdaumet	m1gerdaumet	<b>27.034</b>	<b>5</b>	<b>0.000</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>27.034</b>	<b>5</b>	<b>0.000</b>	
m1gerdaumet	retgerdaumet	<b>16.932</b>	<b>5</b>	<b>0.005</b>	
m1gerdaumet	ALL	<b>16.932</b>	<b>5</b>	<b>0.005</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdaumet	m1gerdaumet	<b>33.432</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>33.432</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
m1gerdaumet	retgerdaumet	<b>8.4339</b>	<b>6</b>	<b>0.208</b>	
m1gerdaumet	ALL	<b>8.4339</b>	<b>6</b>	<b>0.208</b>	

Anexo 151– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Klabin.

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retklabinsa	m1klabinsa	<b>2.8774</b>	<b>1</b>	<b>0.090</b>	
retklabinsa	ALL	<b>2.8774</b>	<b>1</b>	<b>0.090</b>	
m1klabinsa	retklabinsa	<b>2.0701</b>	<b>1</b>	<b>0.150</b>	
m1klabinsa	ALL	<b>2.0701</b>	<b>1</b>	<b>0.150</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retklabinsa	m1klabinsa	<b>3.2284</b>	<b>2</b>	<b>0.199</b>	
retklabinsa	ALL	<b>3.2284</b>	<b>2</b>	<b>0.199</b>	
m1klabinsa	retklabinsa	<b>.81483</b>	<b>2</b>	<b>0.665</b>	
m1klabinsa	ALL	<b>.81483</b>	<b>2</b>	<b>0.665</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retklabinsa	mlklabinsa	<b>5.1524</b>	<b>3</b>	<b>0.161</b>	
retklabinsa	ALL	<b>5.1524</b>	<b>3</b>	<b>0.161</b>	
mlklabinsa	retklabinsa	<b>2.2494</b>	<b>3</b>	<b>0.522</b>	
mlklabinsa	ALL	<b>2.2494</b>	<b>3</b>	<b>0.522</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retklabinsa	mlklabinsa	<b>6.0778</b>	<b>4</b>	<b>0.193</b>	
retklabinsa	ALL	<b>6.0778</b>	<b>4</b>	<b>0.193</b>	
mlklabinsa	retklabinsa	<b>2.9288</b>	<b>4</b>	<b>0.570</b>	
mlklabinsa	ALL	<b>2.9288</b>	<b>4</b>	<b>0.570</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retklabinsa	mlklabinsa	<b>6.2798</b>	<b>5</b>	<b>0.280</b>	
retklabinsa	ALL	<b>6.2798</b>	<b>5</b>	<b>0.280</b>	
mlklabinsa	retklabinsa	<b>6.2419</b>	<b>5</b>	<b>0.283</b>	
mlklabinsa	ALL	<b>6.2419</b>	<b>5</b>	<b>0.283</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retklabinsa	mlklabinsa	<b>8.4599</b>	<b>6</b>	<b>0.206</b>	
retklabinsa	ALL	<b>8.4599</b>	<b>6</b>	<b>0.206</b>	
mlklabinsa	retklabinsa	<b>5.3468</b>	<b>6</b>	<b>0.500</b>	
mlklabinsa	ALL	<b>5.3468</b>	<b>6</b>	<b>0.500</b>	

Anexo 152– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Light SA.

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlightsa	mllightsa	<b>.42582</b>	<b>1</b>	<b>0.514</b>	
retlightsa	ALL	<b>.42582</b>	<b>1</b>	<b>0.514</b>	
mllightsa	retlightsa	<b>7.2566</b>	<b>1</b>	<b>0.007</b>	
mllightsa	ALL	<b>7.2566</b>	<b>1</b>	<b>0.007</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlightsa	mllightsa	<b>2.6089</b>	<b>2</b>	<b>0.271</b>	
retlightsa	ALL	<b>2.6089</b>	<b>2</b>	<b>0.271</b>	
mllightsa	retlightsa	<b>6.2866</b>	<b>2</b>	<b>0.043</b>	
mllightsa	ALL	<b>6.2866</b>	<b>2</b>	<b>0.043</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlightsa	mllightsa	<b>2.841</b>	<b>3</b>	<b>0.417</b>	
retlightsa	ALL	<b>2.841</b>	<b>3</b>	<b>0.417</b>	
mllightsa	retlightsa	<b>5.6714</b>	<b>3</b>	<b>0.129</b>	
mllightsa	ALL	<b>5.6714</b>	<b>3</b>	<b>0.129</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlightsa	mllightsa	<b>2.4451</b>	<b>4</b>	<b>0.654</b>	
retlightsa	ALL	<b>2.4451</b>	<b>4</b>	<b>0.654</b>	
mllightsa	retlightsa	<b>8.3148</b>	<b>4</b>	<b>0.081</b>	
mllightsa	ALL	<b>8.3148</b>	<b>4</b>	<b>0.081</b>	

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlightsa	mllightsa	<b>1.8727</b>	<b>5</b>	<b>0.866</b>
retlightsa	ALL	<b>1.8727</b>	<b>5</b>	<b>0.866</b>
mllightsa	retlightsa	<b>7.3572</b>	<b>5</b>	<b>0.195</b>
mllightsa	ALL	<b>7.3572</b>	<b>5</b>	<b>0.195</b>

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlightsa	mllightsa	<b>1.8021</b>	<b>6</b>	<b>0.937</b>
retlightsa	ALL	<b>1.8021</b>	<b>6</b>	<b>0.937</b>
mllightsa	retlightsa	<b>11.797</b>	<b>6</b>	<b>0.067</b>
mllightsa	ALL	<b>11.797</b>	<b>6</b>	<b>0.067</b>

**Anexo 153– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Lojas Americanas.**

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlojasameric	mlojasameric	<b>3.7234</b>	<b>1</b>	<b>0.054</b>
retlojasameric	ALL	<b>3.7234</b>	<b>1</b>	<b>0.054</b>
mlojasameric	retlojasameric	<b>1.0145</b>	<b>1</b>	<b>0.314</b>
mlojasameric	ALL	<b>1.0145</b>	<b>1</b>	<b>0.314</b>

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlojasameric	mlojasameric	<b>9.6384</b>	<b>2</b>	<b>0.008</b>
retlojasameric	ALL	<b>9.6384</b>	<b>2</b>	<b>0.008</b>
mlojasameric	retlojasameric	<b>4.5866</b>	<b>2</b>	<b>0.101</b>
mlojasameric	ALL	<b>4.5866</b>	<b>2</b>	<b>0.101</b>

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlojasameric	mlojasameric	<b>24.393</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>
retlojasameric	ALL	<b>24.393</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>
mlojasameric	retlojasameric	<b>5.4367</b>	<b>3</b>	<b>0.142</b>
mlojasameric	ALL	<b>5.4367</b>	<b>3</b>	<b>0.142</b>

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlojasameric	mlojasameric	<b>24.014</b>	<b>4</b>	<b>0.000</b>	
retlojasameric	ALL	<b>24.014</b>	<b>4</b>	<b>0.000</b>	
mlojasameric	retlojasameric	<b>18.829</b>	<b>4</b>	<b>0.001</b>	
mlojasameric	ALL	<b>18.829</b>	<b>4</b>	<b>0.001</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlojasameric	mlojasameric	<b>34.382</b>	<b>5</b>	<b>0.000</b>	
retlojasameric	ALL	<b>34.382</b>	<b>5</b>	<b>0.000</b>	
mlojasameric	retlojasameric	<b>26.741</b>	<b>5</b>	<b>0.000</b>	
mlojasameric	ALL	<b>26.741</b>	<b>5</b>	<b>0.000</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlojasameric	mlojasameric	<b>34.544</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
retlojasameric	ALL	<b>34.544</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
mlojasameric	retlojasameric	<b>38.865</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
mlojasameric	ALL	<b>38.865</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	

**Anexo 154– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Marcopolo.**

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retmarcopolo	m1marcopolo	<b>.72909</b>	<b>1</b>	<b>0.393</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>.72909</b>	<b>1</b>	<b>0.393</b>	
m1marcopolo	retmarcopolo	<b>2.6988</b>	<b>1</b>	<b>0.100</b>	
m1marcopolo	ALL	<b>2.6988</b>	<b>1</b>	<b>0.100</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retmarcopolo	m1marcopolo	<b>3.5608</b>	<b>2</b>	<b>0.169</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>3.5608</b>	<b>2</b>	<b>0.169</b>	
m1marcopolo	retmarcopolo	<b>.18976</b>	<b>2</b>	<b>0.909</b>	
m1marcopolo	ALL	<b>.18976</b>	<b>2</b>	<b>0.909</b>	

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retmarcopolo	m1marcopolo	<b>3.2671</b>	<b>3</b>	<b>0.352</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>3.2671</b>	<b>3</b>	<b>0.352</b>	
m1marcopolo	retmarcopolo	<b>.25532</b>	<b>3</b>	<b>0.968</b>	
m1marcopolo	ALL	<b>.25532</b>	<b>3</b>	<b>0.968</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retmarcopolo	m1marcopolo	<b>4.2489</b>	<b>4</b>	<b>0.373</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>4.2489</b>	<b>4</b>	<b>0.373</b>	
m1marcopolo	retmarcopolo	<b>.99814</b>	<b>4</b>	<b>0.910</b>	
m1marcopolo	ALL	<b>.99814</b>	<b>4</b>	<b>0.910</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retmarcopolo	m1marcopolo	<b>6.6484</b>	<b>5</b>	<b>0.248</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>6.6484</b>	<b>5</b>	<b>0.248</b>	
m1marcopolo	retmarcopolo	<b>2.8366</b>	<b>5</b>	<b>0.725</b>	
m1marcopolo	ALL	<b>2.8366</b>	<b>5</b>	<b>0.725</b>	

  

<b>vargranger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retmarcopolo	m1marcopolo	<b>7.0269</b>	<b>6</b>	<b>0.318</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>7.0269</b>	<b>6</b>	<b>0.318</b>	
m1marcopolo	retmarcopolo	<b>7.7424</b>	<b>6</b>	<b>0.258</b>	
m1marcopolo	ALL	<b>7.7424</b>	<b>6</b>	<b>0.258</b>	

Anexo 155– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Pão de Açúcar.

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	m1pacucarcbd	<b>2.439</b>	<b>1</b>	<b>0.118</b>
retpacucarcbd	ALL	<b>2.439</b>	<b>1</b>	<b>0.118</b>
m1pacucarcbd	retpacucarcbd	<b>4.9074</b>	<b>1</b>	<b>0.027</b>
m1pacucarcbd	ALL	<b>4.9074</b>	<b>1</b>	<b>0.027</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	m1pacucarcbd	<b>4.2378</b>	<b>2</b>	<b>0.120</b>
retpacucarcbd	ALL	<b>4.2378</b>	<b>2</b>	<b>0.120</b>
m1pacucarcbd	retpacucarcbd	<b>2.7616</b>	<b>2</b>	<b>0.251</b>
m1pacucarcbd	ALL	<b>2.7616</b>	<b>2</b>	<b>0.251</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	m1pacucarcbd	<b>4.729</b>	<b>3</b>	<b>0.193</b>
retpacucarcbd	ALL	<b>4.729</b>	<b>3</b>	<b>0.193</b>
m1pacucarcbd	retpacucarcbd	<b>2.365</b>	<b>3</b>	<b>0.500</b>
m1pacucarcbd	ALL	<b>2.365</b>	<b>3</b>	<b>0.500</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	m1pacucarcbd	<b>9.0443</b>	<b>4</b>	<b>0.060</b>
retpacucarcbd	ALL	<b>9.0443</b>	<b>4</b>	<b>0.060</b>
m1pacucarcbd	retpacucarcbd	<b>3.9307</b>	<b>4</b>	<b>0.415</b>
m1pacucarcbd	ALL	<b>3.9307</b>	<b>4</b>	<b>0.415</b>

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	m1pacucarcbd	<b>11.495</b>	<b>5</b>	<b>0.042</b>
retpacucarcbd	ALL	<b>11.495</b>	<b>5</b>	<b>0.042</b>
m1pacucarcbd	retpacucarcbd	<b>7.6509</b>	<b>5</b>	<b>0.177</b>
m1pacucarcbd	ALL	<b>7.6509</b>	<b>5</b>	<b>0.177</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	m1pacucarcbd	<b>10.56</b>	<b>6</b>	<b>0.103</b>
retpacucarcbd	ALL	<b>10.56</b>	<b>6</b>	<b>0.103</b>
m1pacucarcbd	retpacucarcbd	<b>6.1447</b>	<b>6</b>	<b>0.407</b>
m1pacucarcbd	ALL	<b>6.1447</b>	<b>6</b>	<b>0.407</b>

**Anexo 156– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Petrobras.**

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpetrobras	m1petrobras	<b>10.588</b>	<b>1</b>	<b>0.001</b>
retpetrobras	ALL	<b>10.588</b>	<b>1</b>	<b>0.001</b>
m1petrobras	retpetrobras	<b>1.2522</b>	<b>1</b>	<b>0.263</b>
m1petrobras	ALL	<b>1.2522</b>	<b>1</b>	<b>0.263</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpetrobras	m1petrobras	<b>14.351</b>	<b>2</b>	<b>0.001</b>
retpetrobras	ALL	<b>14.351</b>	<b>2</b>	<b>0.001</b>
m1petrobras	retpetrobras	<b>9.2654</b>	<b>2</b>	<b>0.010</b>
m1petrobras	ALL	<b>9.2654</b>	<b>2</b>	<b>0.010</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpetrobras	m1petrobras	<b>21.766</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>
retpetrobras	ALL	<b>21.766</b>	<b>3</b>	<b>0.000</b>
m1petrobras	retpetrobras	<b>11.595</b>	<b>3</b>	<b>0.009</b>
m1petrobras	ALL	<b>11.595</b>	<b>3</b>	<b>0.009</b>

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retpetrobras	m1petrobras	<b>22.786</b>	<b>4</b>	<b>0.000</b>	
retpetrobras	ALL	<b>22.786</b>	<b>4</b>	<b>0.000</b>	
m1petrobras	retpetrobras	<b>11.385</b>	<b>4</b>	<b>0.023</b>	
m1petrobras	ALL	<b>11.385</b>	<b>4</b>	<b>0.023</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retpetrobras	m1petrobras	<b>21.949</b>	<b>5</b>	<b>0.001</b>	
retpetrobras	ALL	<b>21.949</b>	<b>5</b>	<b>0.001</b>	
m1petrobras	retpetrobras	<b>11.292</b>	<b>5</b>	<b>0.046</b>	
m1petrobras	ALL	<b>11.292</b>	<b>5</b>	<b>0.046</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retpetrobras	m1petrobras	<b>23.352</b>	<b>6</b>	<b>0.001</b>	
retpetrobras	ALL	<b>23.352</b>	<b>6</b>	<b>0.001</b>	
m1petrobras	retpetrobras	<b>14.032</b>	<b>6</b>	<b>0.029</b>	
m1petrobras	ALL	<b>14.032</b>	<b>6</b>	<b>0.029</b>	

**Anexo 157– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Randon Part.**

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retrandonpart	m1randonpart	<b>.85602</b>	<b>1</b>	<b>0.355</b>	
retrandonpart	ALL	<b>.85602</b>	<b>1</b>	<b>0.355</b>	
m1randonpart	retrandonpart	<b>5.9777</b>	<b>1</b>	<b>0.014</b>	
m1randonpart	ALL	<b>5.9777</b>	<b>1</b>	<b>0.014</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retrandonpart	m1randonpart	<b>9.7327</b>	<b>2</b>	<b>0.008</b>	
retrandonpart	ALL	<b>9.7327</b>	<b>2</b>	<b>0.008</b>	
m1randonpart	retrandonpart	<b>5.6396</b>	<b>2</b>	<b>0.060</b>	
m1randonpart	ALL	<b>5.6396</b>	<b>2</b>	<b>0.060</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retrandonpart	m1randonpart	<b>10.432</b>	<b>3</b>	<b>0.015</b>	
retrandonpart	ALL	<b>10.432</b>	<b>3</b>	<b>0.015</b>	
m1randonpart	retrandonpart	<b>4.815</b>	<b>3</b>	<b>0.186</b>	
m1randonpart	ALL	<b>4.815</b>	<b>3</b>	<b>0.186</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retrandonpart	m1randonpart	<b>11.387</b>	<b>4</b>	<b>0.023</b>	
retrandonpart	ALL	<b>11.387</b>	<b>4</b>	<b>0.023</b>	
m1randonpart	retrandonpart	<b>4.6499</b>	<b>4</b>	<b>0.325</b>	
m1randonpart	ALL	<b>4.6499</b>	<b>4</b>	<b>0.325</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retrandonpart	m1randonpart	<b>14.61</b>	<b>5</b>	<b>0.012</b>	
retrandonpart	ALL	<b>14.61</b>	<b>5</b>	<b>0.012</b>	
m1randonpart	retrandonpart	<b>5.8851</b>	<b>5</b>	<b>0.318</b>	
m1randonpart	ALL	<b>5.8851</b>	<b>5</b>	<b>0.318</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retrandonpart	m1randonpart	<b>15.305</b>	<b>6</b>	<b>0.018</b>	
retrandonpart	ALL	<b>15.305</b>	<b>6</b>	<b>0.018</b>	
m1randonpart	retrandonpart	<b>7.9097</b>	<b>6</b>	<b>0.245</b>	
m1randonpart	ALL	<b>7.9097</b>	<b>6</b>	<b>0.245</b>	

**Anexo 158– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Sid Nacional.**

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retsidnacional	młsidnacional	<b>1.6827</b>	<b>1</b>	<b>0.195</b>	
retsidnacional	ALL	<b>1.6827</b>	<b>1</b>	<b>0.195</b>	
młsidnacional	retsidnacional	<b>.07902</b>	<b>1</b>	<b>0.779</b>	
młsidnacional	ALL	<b>.07902</b>	<b>1</b>	<b>0.779</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retsidnacional	młsidnacional	<b>2.6026</b>	<b>2</b>	<b>0.272</b>	
retsidnacional	ALL	<b>2.6026</b>	<b>2</b>	<b>0.272</b>	
młsidnacional	retsidnacional	<b>.52009</b>	<b>2</b>	<b>0.771</b>	
młsidnacional	ALL	<b>.52009</b>	<b>2</b>	<b>0.771</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retsidnacional	młsidnacional	<b>4.3637</b>	<b>3</b>	<b>0.225</b>	
retsidnacional	ALL	<b>4.3637</b>	<b>3</b>	<b>0.225</b>	
młsidnacional	retsidnacional	<b>1.5202</b>	<b>3</b>	<b>0.678</b>	
młsidnacional	ALL	<b>1.5202</b>	<b>3</b>	<b>0.678</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retsidnacional	młsidnacional	<b>9.073</b>	<b>4</b>	<b>0.059</b>	
retsidnacional	ALL	<b>9.073</b>	<b>4</b>	<b>0.059</b>	
młsidnacional	retsidnacional	<b>2.7807</b>	<b>4</b>	<b>0.595</b>	
młsidnacional	ALL	<b>2.7807</b>	<b>4</b>	<b>0.595</b>	

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsidnacional	m sidnacional	<b>10.598</b>	<b>5</b>	<b>0.060</b>
retsidnacional	ALL	<b>10.598</b>	<b>5</b>	<b>0.060</b>
m sidnacional	retsidnacional	<b>4.4877</b>	<b>5</b>	<b>0.482</b>
m sidnacional	ALL	<b>4.4877</b>	<b>5</b>	<b>0.482</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsidnacional	m sidnacional	<b>10.435</b>	<b>6</b>	<b>0.108</b>
retsidnacional	ALL	<b>10.435</b>	<b>6</b>	<b>0.108</b>
m sidnacional	retsidnacional	<b>9.2451</b>	<b>6</b>	<b>0.160</b>
m sidnacional	ALL	<b>9.2451</b>	<b>6</b>	<b>0.160</b>

Anexo 159– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Souza Cruz.

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsouzacruz	m souzacruz	<b>4.7973</b>	<b>1</b>	<b>0.029</b>
retsouzacruz	ALL	<b>4.7973</b>	<b>1</b>	<b>0.029</b>
m souzacruz	retsouzacruz	<b>.18222</b>	<b>1</b>	<b>0.669</b>
m souzacruz	ALL	<b>.18222</b>	<b>1</b>	<b>0.669</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsouzacruz	m souzacruz	<b>4.3875</b>	<b>2</b>	<b>0.112</b>
retsouzacruz	ALL	<b>4.3875</b>	<b>2</b>	<b>0.112</b>
m souzacruz	retsouzacruz	<b>.30622</b>	<b>2</b>	<b>0.858</b>
m souzacruz	ALL	<b>.30622</b>	<b>2</b>	<b>0.858</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retsouzacruz	m souzacruz	<b>4.69</b>	<b>3</b>	<b>0.196</b>
retsouzacruz	ALL	<b>4.69</b>	<b>3</b>	<b>0.196</b>
m souzacruz	retsouzacruz	<b>3.8368</b>	<b>3</b>	<b>0.280</b>
m souzacruz	ALL	<b>3.8368</b>	<b>3</b>	<b>0.280</b>

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsouzacruz	m souzacruz	<b>13.343</b>	<b>4</b>	<b>0.010</b>	
retsouzacruz	ALL	<b>13.343</b>	<b>4</b>	<b>0.010</b>	
m souzacruz	retsouzacruz	<b>5.1181</b>	<b>4</b>	<b>0.275</b>	
m souzacruz	ALL	<b>5.1181</b>	<b>4</b>	<b>0.275</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsouzacruz	m souzacruz	<b>15.777</b>	<b>5</b>	<b>0.008</b>	
retsouzacruz	ALL	<b>15.777</b>	<b>5</b>	<b>0.008</b>	
m souzacruz	retsouzacruz	<b>1.8434</b>	<b>5</b>	<b>0.870</b>	
m souzacruz	ALL	<b>1.8434</b>	<b>5</b>	<b>0.870</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsouzacruz	m souzacruz	<b>18.432</b>	<b>6</b>	<b>0.005</b>	
retsouzacruz	ALL	<b>18.432</b>	<b>6</b>	<b>0.005</b>	
m souzacruz	retsouzacruz	<b>2.0377</b>	<b>6</b>	<b>0.916</b>	
m souzacruz	ALL	<b>2.0377</b>	<b>6</b>	<b>0.916</b>	

Anexo 160– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Suzano Papel.

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsuzanopapel	m suzanopapel	<b>.17823</b>	<b>1</b>	<b>0.673</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>.17823</b>	<b>1</b>	<b>0.673</b>	
m suzanopapel	retsuzanopapel	<b>1.4737</b>	<b>1</b>	<b>0.225</b>	
m suzanopapel	ALL	<b>1.4737</b>	<b>1</b>	<b>0.225</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsuzanopapel	m suzanopapel	<b>.30675</b>	<b>2</b>	<b>0.858</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>.30675</b>	<b>2</b>	<b>0.858</b>	
m suzanopapel	retsuzanopapel	<b>7.97</b>	<b>2</b>	<b>0.019</b>	
m suzanopapel	ALL	<b>7.97</b>	<b>2</b>	<b>0.019</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsuzanopapel	m1suzanopapel	<b>.84693</b>	<b>3</b>	<b>0.838</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>.84693</b>	<b>3</b>	<b>0.838</b>	
m1suzanopapel	retsuzanopapel	<b>7.8417</b>	<b>3</b>	<b>0.049</b>	
m1suzanopapel	ALL	<b>7.8417</b>	<b>3</b>	<b>0.049</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsuzanopapel	m1suzanopapel	<b>.76781</b>	<b>4</b>	<b>0.943</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>.76781</b>	<b>4</b>	<b>0.943</b>	
m1suzanopapel	retsuzanopapel	<b>8.3432</b>	<b>4</b>	<b>0.080</b>	
m1suzanopapel	ALL	<b>8.3432</b>	<b>4</b>	<b>0.080</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsuzanopapel	m1suzanopapel	<b>1.477</b>	<b>5</b>	<b>0.916</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>1.477</b>	<b>5</b>	<b>0.916</b>	
m1suzanopapel	retsuzanopapel	<b>21.92</b>	<b>5</b>	<b>0.001</b>	
m1suzanopapel	ALL	<b>21.92</b>	<b>5</b>	<b>0.001</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsuzanopapel	m1suzanopapel	<b>3.183</b>	<b>6</b>	<b>0.786</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>3.183</b>	<b>6</b>	<b>0.786</b>	
m1suzanopapel	retsuzanopapel	<b>30.68</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
m1suzanopapel	ALL	<b>30.68</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	

**Anexo 161– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Telef Brasil.**

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
rettelefbrasil	mtelefbrasil	.01547	1	0.901	
rettelefbrasil	ALL	.01547	1	0.901	
mtelefbrasil	rettelefbrasil	1.5778	1	0.209	
mtelefbrasil	ALL	1.5778	1	0.209	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
rettelefbrasil	mtelefbrasil	.09706	2	0.953	
rettelefbrasil	ALL	.09706	2	0.953	
mtelefbrasil	rettelefbrasil	.28056	2	0.869	
mtelefbrasil	ALL	.28056	2	0.869	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
rettelefbrasil	mtelefbrasil	3.7989	3	0.284	
rettelefbrasil	ALL	3.7989	3	0.284	
mtelefbrasil	rettelefbrasil	5.8545	3	0.119	
mtelefbrasil	ALL	5.8545	3	0.119	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
rettelefbrasil	mtelefbrasil	5.2412	4	0.263	
rettelefbrasil	ALL	5.2412	4	0.263	
mtelefbrasil	rettelefbrasil	6.0083	4	0.199	
mtelefbrasil	ALL	6.0083	4	0.199	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
rettelefbrasil	mtelefbrasil	<b>7.9868</b>	<b>5</b>	<b>0.157</b>	
rettelefbrasil	ALL	<b>7.9868</b>	<b>5</b>	<b>0.157</b>	
mtelefbrasil	rettelefbrasil	<b>10.135</b>	<b>5</b>	<b>0.072</b>	
mtelefbrasil	ALL	<b>10.135</b>	<b>5</b>	<b>0.072</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
rettelefbrasil	mtelefbrasil	<b>11.35</b>	<b>6</b>	<b>0.078</b>	
rettelefbrasil	ALL	<b>11.35</b>	<b>6</b>	<b>0.078</b>	
mtelefbrasil	rettelefbrasil	<b>9.2587</b>	<b>6</b>	<b>0.160</b>	
mtelefbrasil	ALL	<b>9.2587</b>	<b>6</b>	<b>0.160</b>	

**Anexo 162– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Usiminas.**

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retusiminas	mlusiminas	<b>.16534</b>	<b>1</b>	<b>0.684</b>	
retusiminas	ALL	<b>.16534</b>	<b>1</b>	<b>0.684</b>	
mlusiminas	retusiminas	<b>.0044</b>	<b>1</b>	<b>0.947</b>	
mlusiminas	ALL	<b>.0044</b>	<b>1</b>	<b>0.947</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retusiminas	mlusiminas	<b>7.5368</b>	<b>2</b>	<b>0.023</b>	
retusiminas	ALL	<b>7.5368</b>	<b>2</b>	<b>0.023</b>	
mlusiminas	retusiminas	<b>.73902</b>	<b>2</b>	<b>0.691</b>	
mlusiminas	ALL	<b>.73902</b>	<b>2</b>	<b>0.691</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retusiminas	mlusiminas	<b>17.099</b>	<b>3</b>	<b>0.001</b>	
retusiminas	ALL	<b>17.099</b>	<b>3</b>	<b>0.001</b>	
mlusiminas	retusiminas	<b>4.3437</b>	<b>3</b>	<b>0.227</b>	
mlusiminas	ALL	<b>4.3437</b>	<b>3</b>	<b>0.227</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retusiminas	mlusiminas	<b>20.659</b>	<b>4</b>	<b>0.000</b>	
retusiminas	ALL	<b>20.659</b>	<b>4</b>	<b>0.000</b>	
mlusiminas	retusiminas	<b>6.1201</b>	<b>4</b>	<b>0.190</b>	
mlusiminas	ALL	<b>6.1201</b>	<b>4</b>	<b>0.190</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retusiminas	mlusiminas	<b>29.535</b>	<b>5</b>	<b>0.000</b>	
retusiminas	ALL	<b>29.535</b>	<b>5</b>	<b>0.000</b>	
mlusiminas	retusiminas	<b>8.8611</b>	<b>5</b>	<b>0.115</b>	
mlusiminas	ALL	<b>8.8611</b>	<b>5</b>	<b>0.115</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retusiminas	mlusiminas	<b>28.73</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
retusiminas	ALL	<b>28.73</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
mlusiminas	retusiminas	<b>12.374</b>	<b>6</b>	<b>0.054</b>	
mlusiminas	ALL	<b>12.374</b>	<b>6</b>	<b>0.054</b>	

Anexo 163– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre ML e RET para a empresa Vale.

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retvale	mlvale	<b>.13981</b>	<b>1</b>	<b>0.708</b>	
retvale	ALL	<b>.13981</b>	<b>1</b>	<b>0.708</b>	
mlvale	retvale	<b>2.2573</b>	<b>1</b>	<b>0.133</b>	
mlvale	ALL	<b>2.2573</b>	<b>1</b>	<b>0.133</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
retvale	mlvale	<b>9.9573</b>	<b>2</b>	<b>0.007</b>	
retvale	ALL	<b>9.9573</b>	<b>2</b>	<b>0.007</b>	
mlvale	retvale	<b>1.6421</b>	<b>2</b>	<b>0.440</b>	
mlvale	ALL	<b>1.6421</b>	<b>2</b>	<b>0.440</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retvale	mlvale	<b>11.041</b>	<b>3</b>	<b>0.012</b>	
retvale	ALL	<b>11.041</b>	<b>3</b>	<b>0.012</b>	
mlvale	retvale	<b>2.4701</b>	<b>3</b>	<b>0.481</b>	
mlvale	ALL	<b>2.4701</b>	<b>3</b>	<b>0.481</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retvale	mlvale	<b>11.2</b>	<b>4</b>	<b>0.024</b>	
retvale	ALL	<b>11.2</b>	<b>4</b>	<b>0.024</b>	
mlvale	retvale	<b>1.9405</b>	<b>4</b>	<b>0.747</b>	
mlvale	ALL	<b>1.9405</b>	<b>4</b>	<b>0.747</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retvale	mlvale	<b>12.058</b>	<b>5</b>	<b>0.034</b>	
retvale	ALL	<b>12.058</b>	<b>5</b>	<b>0.034</b>	
mlvale	retvale	<b>6.5016</b>	<b>5</b>	<b>0.260</b>	
mlvale	ALL	<b>6.5016</b>	<b>5</b>	<b>0.260</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retvale	mlvale	<b>12.647</b>	<b>6</b>	<b>0.049</b>	
retvale	ALL	<b>12.647</b>	<b>6</b>	<b>0.049</b>	
mlvale	retvale	<b>11.26</b>	<b>6</b>	<b>0.081</b>	
mlvale	ALL	<b>11.26</b>	<b>6</b>	<b>0.081</b>	

Anexo 164– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Ambev.

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retambev	pctambev	<b>.14949</b>	<b>1</b>	<b>0.699</b>	
retambev	ALL	<b>.14949</b>	<b>1</b>	<b>0.699</b>	
pctambev	retambev	<b>.22438</b>	<b>1</b>	<b>0.636</b>	
pctambev	ALL	<b>.22438</b>	<b>1</b>	<b>0.636</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retambev	pctambev	<b>.39364</b>	<b>2</b>	<b>0.821</b>	
retambev	ALL	<b>.39364</b>	<b>2</b>	<b>0.821</b>	
pctambev	retambev	<b>2.7547</b>	<b>2</b>	<b>0.252</b>	
pctambev	ALL	<b>2.7547</b>	<b>2</b>	<b>0.252</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retambev	pctambev	<b>2.9269</b>	<b>3</b>	<b>0.403</b>	
retambev	ALL	<b>2.9269</b>	<b>3</b>	<b>0.403</b>	
pctambev	retambev	<b>3.1833</b>	<b>3</b>	<b>0.364</b>	
pctambev	ALL	<b>3.1833</b>	<b>3</b>	<b>0.364</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retambev	pctambev	<b>3.7005</b>	<b>4</b>	<b>0.448</b>	
retambev	ALL	<b>3.7005</b>	<b>4</b>	<b>0.448</b>	
pctambev	retambev	<b>6.2315</b>	<b>4</b>	<b>0.183</b>	
pctambev	ALL	<b>6.2315</b>	<b>4</b>	<b>0.183</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retambeve	pctambeve	<b>5.0433</b>	<b>5</b>	<b>0.411</b>	
retambeve	ALL	<b>5.0433</b>	<b>5</b>	<b>0.411</b>	
pctambeve	retambeve	<b>12.196</b>	<b>5</b>	<b>0.032</b>	
pctambeve	ALL	<b>12.196</b>	<b>5</b>	<b>0.032</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retambeve	pctambeve	<b>7.3706</b>	<b>6</b>	<b>0.288</b>	
retambeve	ALL	<b>7.3706</b>	<b>6</b>	<b>0.288</b>	
pctambeve	retambeve	<b>15.286</b>	<b>6</b>	<b>0.018</b>	
pctambeve	ALL	<b>15.286</b>	<b>6</b>	<b>0.018</b>	

Anexo 165– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Brasil Telec.

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbrasiltelec	pctbrasiltelec	<b>1.3834</b>	<b>1</b>	<b>0.240</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>1.3834</b>	<b>1</b>	<b>0.240</b>	
pctbrasiltelec	retbrasiltelec	<b>1.1169</b>	<b>1</b>	<b>0.291</b>	
pctbrasiltelec	ALL	<b>1.1169</b>	<b>1</b>	<b>0.291</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbrasiltelec	pctbrasiltelec	<b>4.4956</b>	<b>2</b>	<b>0.106</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>4.4956</b>	<b>2</b>	<b>0.106</b>	
pctbrasiltelec	retbrasiltelec	<b>.78495</b>	<b>2</b>	<b>0.675</b>	
pctbrasiltelec	ALL	<b>.78495</b>	<b>2</b>	<b>0.675</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbrasiltelec	pctbrasiltelec	<b>5.9065</b>	<b>3</b>	<b>0.116</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>5.9065</b>	<b>3</b>	<b>0.116</b>	
pctbrasiltelec	retbrasiltelec	<b>2.2701</b>	<b>3</b>	<b>0.518</b>	
pctbrasiltelec	ALL	<b>2.2701</b>	<b>3</b>	<b>0.518</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbrasiltelec	pctbrasiltelec	<b>5.4685</b>	<b>4</b>	<b>0.243</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>5.4685</b>	<b>4</b>	<b>0.243</b>	
pctbrasiltelec	retbrasiltelec	<b>2.4924</b>	<b>4</b>	<b>0.646</b>	
pctbrasiltelec	ALL	<b>2.4924</b>	<b>4</b>	<b>0.646</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbrasiltelec	pctbrasiltelec	<b>5.9732</b>	<b>5</b>	<b>0.309</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>5.9732</b>	<b>5</b>	<b>0.309</b>	
pctbrasiltelec	retbrasiltelec	<b>4.3838</b>	<b>5</b>	<b>0.496</b>	
pctbrasiltelec	ALL	<b>4.3838</b>	<b>5</b>	<b>0.496</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbrasiltelec	pctbrasiltelec	<b>6.1901</b>	<b>6</b>	<b>0.402</b>	
retbrasiltelec	ALL	<b>6.1901</b>	<b>6</b>	<b>0.402</b>	
pctbrasiltelec	retbrasiltelec	<b>7.5092</b>	<b>6</b>	<b>0.276</b>	
pctbrasiltelec	ALL	<b>7.5092</b>	<b>6</b>	<b>0.276</b>	

**Anexo 166– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Brakem.**

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbraskem	pctbraskem	<b>.40874</b>	<b>1</b>	<b>0.523</b>	
retbraskem	ALL	<b>.40874</b>	<b>1</b>	<b>0.523</b>	
pctbraskem	retbraskem	<b>.01568</b>	<b>1</b>	<b>0.900</b>	
pctbraskem	ALL	<b>.01568</b>	<b>1</b>	<b>0.900</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbraskem	pctbraskem	<b>3.9398</b>	<b>2</b>	<b>0.139</b>	
retbraskem	ALL	<b>3.9398</b>	<b>2</b>	<b>0.139</b>	
pctbraskem	retbraskem	<b>1.497</b>	<b>2</b>	<b>0.473</b>	
pctbraskem	ALL	<b>1.497</b>	<b>2</b>	<b>0.473</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbraskem	pctbraskem	<b>17.266</b>	<b>3</b>	<b>0.001</b>	
retbraskem	ALL	<b>17.266</b>	<b>3</b>	<b>0.001</b>	
pctbraskem	retbraskem	<b>6.7678</b>	<b>3</b>	<b>0.080</b>	
pctbraskem	ALL	<b>6.7678</b>	<b>3</b>	<b>0.080</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbraskem	pctbraskem	<b>18.482</b>	<b>4</b>	<b>0.001</b>	
retbraskem	ALL	<b>18.482</b>	<b>4</b>	<b>0.001</b>	
pctbraskem	retbraskem	<b>6.9445</b>	<b>4</b>	<b>0.139</b>	
pctbraskem	ALL	<b>6.9445</b>	<b>4</b>	<b>0.139</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbraskem	pctbraskem	<b>17.791</b>	<b>5</b>	<b>0.003</b>	
retbraskem	ALL	<b>17.791</b>	<b>5</b>	<b>0.003</b>	
pctbraskem	retbraskem	<b>8.9943</b>	<b>5</b>	<b>0.109</b>	
pctbraskem	ALL	<b>8.9943</b>	<b>5</b>	<b>0.109</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retbraskem	pctbraskem	<b>18.976</b>	<b>6</b>	<b>0.004</b>	
retbraskem	ALL	<b>18.976</b>	<b>6</b>	<b>0.004</b>	
pctbraskem	retbraskem	<b>10.15</b>	<b>6</b>	<b>0.118</b>	
pctbraskem	ALL	<b>10.15</b>	<b>6</b>	<b>0.118</b>	

Anexo 167– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Eletrobrás.

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
reteleetrobras	pcteleteetrobras	<b>.58479</b>	<b>1</b>	<b>0.444</b>	
reteleetrobras	ALL	<b>.58479</b>	<b>1</b>	<b>0.444</b>	
pcteleteetrobras	reteleetrobras	<b>.54311</b>	<b>1</b>	<b>0.461</b>	
pcteleteetrobras	ALL	<b>.54311</b>	<b>1</b>	<b>0.461</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
reteleetrobras	pcteleteetrobras	<b>.73934</b>	<b>2</b>	<b>0.691</b>	
reteleetrobras	ALL	<b>.73934</b>	<b>2</b>	<b>0.691</b>	
pcteleteetrobras	reteleetrobras	<b>.13861</b>	<b>2</b>	<b>0.933</b>	
pcteleteetrobras	ALL	<b>.13861</b>	<b>2</b>	<b>0.933</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
reteleetrobras	pcteleteetrobras	<b>1.8924</b>	<b>3</b>	<b>0.595</b>	
reteleetrobras	ALL	<b>1.8924</b>	<b>3</b>	<b>0.595</b>	
pcteleteetrobras	reteleetrobras	<b>4.192</b>	<b>3</b>	<b>0.241</b>	
pcteleteetrobras	ALL	<b>4.192</b>	<b>3</b>	<b>0.241</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob	> chi2
reteleetrobras	pcteleteetrobras	<b>3.9458</b>	<b>4</b>	<b>0.413</b>	
reteleetrobras	ALL	<b>3.9458</b>	<b>4</b>	<b>0.413</b>	
pcteleteetrobras	reteleetrobras	<b>7.3922</b>	<b>4</b>	<b>0.117</b>	
pcteleteetrobras	ALL	<b>7.3922</b>	<b>4</b>	<b>0.117</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
reteletrobras	pcteletrobras	<b>4.3996</b>	<b>5</b>	<b>0.493</b>	
reteletrobras	ALL	<b>4.3996</b>	<b>5</b>	<b>0.493</b>	
pcteletrobras	reteletrobras	<b>4.2018</b>	<b>5</b>	<b>0.521</b>	
pcteletrobras	ALL	<b>4.2018</b>	<b>5</b>	<b>0.521</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
reteletrobras	pcteletrobras	<b>6.7451</b>	<b>6</b>	<b>0.345</b>	
reteletrobras	ALL	<b>6.7451</b>	<b>6</b>	<b>0.345</b>	
pcteletrobras	reteletrobras	<b>5.4084</b>	<b>6</b>	<b>0.493</b>	
pcteletrobras	ALL	<b>5.4084</b>	<b>6</b>	<b>0.493</b>	

**Anexo 168– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Gerdau.**

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdau	pctgerdau	<b>1.0141</b>	<b>1</b>	<b>0.314</b>	
retgerdau	ALL	<b>1.0141</b>	<b>1</b>	<b>0.314</b>	
pctgerdau	retgerdau	<b>.01343</b>	<b>1</b>	<b>0.908</b>	
pctgerdau	ALL	<b>.01343</b>	<b>1</b>	<b>0.908</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdau	pctgerdau	<b>2.3111</b>	<b>2</b>	<b>0.315</b>	
retgerdau	ALL	<b>2.3111</b>	<b>2</b>	<b>0.315</b>	
pctgerdau	retgerdau	<b>3.2e-06</b>	<b>2</b>	<b>1.000</b>	
pctgerdau	ALL	<b>3.2e-06</b>	<b>2</b>	<b>1.000</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdau	pctgerdau	<b>2.8532</b>	<b>3</b>	<b>0.415</b>	
retgerdau	ALL	<b>2.8532</b>	<b>3</b>	<b>0.415</b>	
pctgerdau	retgerdau	<b>1.4784</b>	<b>3</b>	<b>0.687</b>	
pctgerdau	ALL	<b>1.4784</b>	<b>3</b>	<b>0.687</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdau	pctgerdau	<b>5.8669</b>	<b>4</b>	<b>0.209</b>	
retgerdau	ALL	<b>5.8669</b>	<b>4</b>	<b>0.209</b>	
pctgerdau	retgerdau	<b>24.662</b>	<b>4</b>	<b>0.000</b>	
pctgerdau	ALL	<b>24.662</b>	<b>4</b>	<b>0.000</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdau	pctgerdau	<b>3.7682</b>	<b>5</b>	<b>0.583</b>	
retgerdau	ALL	<b>3.7682</b>	<b>5</b>	<b>0.583</b>	
pctgerdau	retgerdau	<b>23.53</b>	<b>5</b>	<b>0.000</b>	
pctgerdau	ALL	<b>23.53</b>	<b>5</b>	<b>0.000</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdau	pctgerdau	<b>3.6183</b>	<b>6</b>	<b>0.728</b>	
retgerdau	ALL	<b>3.6183</b>	<b>6</b>	<b>0.728</b>	
pctgerdau	retgerdau	<b>31.848</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	
pctgerdau	ALL	<b>31.848</b>	<b>6</b>	<b>0.000</b>	

**Anexo 169– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Gerdau Met.**

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdaumet	pctgerdaumet	<b>1.0913</b>	<b>1</b>	<b>0.296</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>1.0913</b>	<b>1</b>	<b>0.296</b>	
pctgerdaumet	retgerdaumet	<b>.01128</b>	<b>1</b>	<b>0.915</b>	
pctgerdaumet	ALL	<b>.01128</b>	<b>1</b>	<b>0.915</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdaumet	pctgerdaumet	<b>1.7995</b>	<b>2</b>	<b>0.407</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>1.7995</b>	<b>2</b>	<b>0.407</b>	
pctgerdaumet	retgerdaumet	<b>4.6699</b>	<b>2</b>	<b>0.097</b>	
pctgerdaumet	ALL	<b>4.6699</b>	<b>2</b>	<b>0.097</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdaumet	pctgerdaumet	<b>2.3712</b>	<b>3</b>	<b>0.499</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>2.3712</b>	<b>3</b>	<b>0.499</b>	
pctgerdaumet	retgerdaumet	<b>5.0729</b>	<b>3</b>	<b>0.167</b>	
pctgerdaumet	ALL	<b>5.0729</b>	<b>3</b>	<b>0.167</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdaumet	pctgerdaumet	<b>4.7715</b>	<b>4</b>	<b>0.312</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>4.7715</b>	<b>4</b>	<b>0.312</b>	
pctgerdaumet	retgerdaumet	<b>6.818</b>	<b>4</b>	<b>0.146</b>	
pctgerdaumet	ALL	<b>6.818</b>	<b>4</b>	<b>0.146</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdaumet	pctgerdaumet	<b>2.8905</b>	<b>5</b>	<b>0.717</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>2.8905</b>	<b>5</b>	<b>0.717</b>	
pctgerdaumet	retgerdaumet	<b>13.697</b>	<b>5</b>	<b>0.018</b>	
pctgerdaumet	ALL	<b>13.697</b>	<b>5</b>	<b>0.018</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retgerdaumet	pctgerdaumet	<b>6.0125</b>	<b>6</b>	<b>0.422</b>	
retgerdaumet	ALL	<b>6.0125</b>	<b>6</b>	<b>0.422</b>	
pctgerdaumet	retgerdaumet	<b>10.569</b>	<b>6</b>	<b>0.103</b>	
pctgerdaumet	ALL	<b>10.569</b>	<b>6</b>	<b>0.103</b>	

Anexo 170– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Klabin.

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retklabinsa	pctklabinsa	<b>1.4448</b>	<b>1</b>	<b>0.229</b>	
retklabinsa	ALL	<b>1.4448</b>	<b>1</b>	<b>0.229</b>	
pctklabinsa	retklabinsa	<b>.65001</b>	<b>1</b>	<b>0.420</b>	
pctklabinsa	ALL	<b>.65001</b>	<b>1</b>	<b>0.420</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retklabinsa	pctklabinsa	<b>2.4615</b>	<b>2</b>	<b>0.292</b>	
retklabinsa	ALL	<b>2.4615</b>	<b>2</b>	<b>0.292</b>	
pctklabinsa	retklabinsa	<b>1.3545</b>	<b>2</b>	<b>0.508</b>	
pctklabinsa	ALL	<b>1.3545</b>	<b>2</b>	<b>0.508</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retklabinsa	pctklabinsa	<b>3.5102</b>	<b>3</b>	<b>0.319</b>	
retklabinsa	ALL	<b>3.5102</b>	<b>3</b>	<b>0.319</b>	
pctklabinsa	retklabinsa	<b>5.4051</b>	<b>3</b>	<b>0.144</b>	
pctklabinsa	ALL	<b>5.4051</b>	<b>3</b>	<b>0.144</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retklabinsa	pctklabinsa	<b>4.4182</b>	<b>4</b>	<b>0.352</b>	
retklabinsa	ALL	<b>4.4182</b>	<b>4</b>	<b>0.352</b>	
pctklabinsa	retklabinsa	<b>5.5148</b>	<b>4</b>	<b>0.238</b>	
pctklabinsa	ALL	<b>5.5148</b>	<b>4</b>	<b>0.238</b>	

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retklabinsa	pctklabinsa	<b>4.8041</b>	<b>5</b>	<b>0.440</b>
retklabinsa	ALL	<b>4.8041</b>	<b>5</b>	<b>0.440</b>
pctklabinsa	retklabinsa	<b>4.3596</b>	<b>5</b>	<b>0.499</b>
pctklabinsa	ALL	<b>4.3596</b>	<b>5</b>	<b>0.499</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retklabinsa	pctklabinsa	<b>6.6062</b>	<b>6</b>	<b>0.359</b>
retklabinsa	ALL	<b>6.6062</b>	<b>6</b>	<b>0.359</b>
pctklabinsa	retklabinsa	<b>7.5738</b>	<b>6</b>	<b>0.271</b>
pctklabinsa	ALL	<b>7.5738</b>	<b>6</b>	<b>0.271</b>

Anexo 171– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Light.

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlightsa	pctlightsa	<b>.24679</b>	<b>1</b>	<b>0.619</b>
retlightsa	ALL	<b>.24679</b>	<b>1</b>	<b>0.619</b>
pctlightsa	retlightsa	<b>1.51</b>	<b>1</b>	<b>0.219</b>
pctlightsa	ALL	<b>1.51</b>	<b>1</b>	<b>0.219</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlightsa	pctlightsa	<b>2.4897</b>	<b>2</b>	<b>0.288</b>
retlightsa	ALL	<b>2.4897</b>	<b>2</b>	<b>0.288</b>
pctlightsa	retlightsa	<b>2.7823</b>	<b>2</b>	<b>0.249</b>
pctlightsa	ALL	<b>2.7823</b>	<b>2</b>	<b>0.249</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retlightsa	pctlightsa	<b>2.8266</b>	<b>3</b>	<b>0.419</b>
retlightsa	ALL	<b>2.8266</b>	<b>3</b>	<b>0.419</b>
pctlightsa	retlightsa	<b>3.7154</b>	<b>3</b>	<b>0.294</b>
pctlightsa	ALL	<b>3.7154</b>	<b>3</b>	<b>0.294</b>

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlightsa	pctlightsa	<b>5.2859</b>	<b>4</b>	<b>0.259</b>	
retlightsa	ALL	<b>5.2859</b>	<b>4</b>	<b>0.259</b>	
pctlightsa	retlightsa	<b>5.7821</b>	<b>4</b>	<b>0.216</b>	
pctlightsa	ALL	<b>5.7821</b>	<b>4</b>	<b>0.216</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlightsa	pctlightsa	<b>7.0446</b>	<b>5</b>	<b>0.217</b>	
retlightsa	ALL	<b>7.0446</b>	<b>5</b>	<b>0.217</b>	
pctlightsa	retlightsa	<b>5.4181</b>	<b>5</b>	<b>0.367</b>	
pctlightsa	ALL	<b>5.4181</b>	<b>5</b>	<b>0.367</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retlightsa	pctlightsa	<b>10.224</b>	<b>6</b>	<b>0.116</b>	
retlightsa	ALL	<b>10.224</b>	<b>6</b>	<b>0.116</b>	
pctlightsa	retlightsa	<b>6.7449</b>	<b>6</b>	<b>0.345</b>	
pctlightsa	ALL	<b>6.7449</b>	<b>6</b>	<b>0.345</b>	

**Anexo 172– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Marcopolo.**

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retmarcopolo	pctmarcopolo	<b>.19809</b>	<b>1</b>	<b>0.656</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>.19809</b>	<b>1</b>	<b>0.656</b>	
pctmarcopolo	retmarcopolo	<b>.57439</b>	<b>1</b>	<b>0.449</b>	
pctmarcopolo	ALL	<b>.57439</b>	<b>1</b>	<b>0.449</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retmarcopolo	pctmarcopolo	<b>1.436</b>	<b>2</b>	<b>0.488</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>1.436</b>	<b>2</b>	<b>0.488</b>	
pctmarcopolo	retmarcopolo	<b>2.028</b>	<b>2</b>	<b>0.363</b>	
pctmarcopolo	ALL	<b>2.028</b>	<b>2</b>	<b>0.363</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retmarcopolo	pctmarcopolo	<b>3.0754</b>	<b>3</b>	<b>0.380</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>3.0754</b>	<b>3</b>	<b>0.380</b>	
pctmarcopolo	retmarcopolo	<b>2.7409</b>	<b>3</b>	<b>0.433</b>	
pctmarcopolo	ALL	<b>2.7409</b>	<b>3</b>	<b>0.433</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retmarcopolo	pctmarcopolo	<b>3.4719</b>	<b>4</b>	<b>0.482</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>3.4719</b>	<b>4</b>	<b>0.482</b>	
pctmarcopolo	retmarcopolo	<b>5.0648</b>	<b>4</b>	<b>0.281</b>	
pctmarcopolo	ALL	<b>5.0648</b>	<b>4</b>	<b>0.281</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retmarcopolo	pctmarcopolo	<b>6.8025</b>	<b>5</b>	<b>0.236</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>6.8025</b>	<b>5</b>	<b>0.236</b>	
pctmarcopolo	retmarcopolo	<b>6.3427</b>	<b>5</b>	<b>0.274</b>	
pctmarcopolo	ALL	<b>6.3427</b>	<b>5</b>	<b>0.274</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob >	chi2
retmarcopolo	pctmarcopolo	<b>6.5452</b>	<b>6</b>	<b>0.365</b>	
retmarcopolo	ALL	<b>6.5452</b>	<b>6</b>	<b>0.365</b>	
pctmarcopolo	retmarcopolo	<b>9.3316</b>	<b>6</b>	<b>0.156</b>	
pctmarcopolo	ALL	<b>9.3316</b>	<b>6</b>	<b>0.156</b>	

Anexo 173– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Petrobrás.

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retpetrobras	pctpetrobras	<b>.78413</b>	<b>1</b>	<b>0.376</b>	
retpetrobras	ALL	<b>.78413</b>	<b>1</b>	<b>0.376</b>	
pctpetrobras	retpetrobras	<b>1.4301</b>	<b>1</b>	<b>0.232</b>	
pctpetrobras	ALL	<b>1.4301</b>	<b>1</b>	<b>0.232</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retpetrobras	pctpetrobras	<b>14.251</b>	<b>2</b>	<b>0.001</b>	
retpetrobras	ALL	<b>14.251</b>	<b>2</b>	<b>0.001</b>	
pctpetrobras	retpetrobras	<b>5.5502</b>	<b>2</b>	<b>0.062</b>	
pctpetrobras	ALL	<b>5.5502</b>	<b>2</b>	<b>0.062</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retpetrobras	pctpetrobras	<b>13.919</b>	<b>3</b>	<b>0.003</b>	
retpetrobras	ALL	<b>13.919</b>	<b>3</b>	<b>0.003</b>	
pctpetrobras	retpetrobras	<b>9.7103</b>	<b>3</b>	<b>0.021</b>	
pctpetrobras	ALL	<b>9.7103</b>	<b>3</b>	<b>0.021</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retpetrobras	pctpetrobras	<b>11.895</b>	<b>4</b>	<b>0.018</b>	
retpetrobras	ALL	<b>11.895</b>	<b>4</b>	<b>0.018</b>	
pctpetrobras	retpetrobras	<b>11.143</b>	<b>4</b>	<b>0.025</b>	
pctpetrobras	ALL	<b>11.143</b>	<b>4</b>	<b>0.025</b>	

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpetrobras	pctpetrobras	<b>12.021</b>	<b>5</b>	<b>0.035</b>
retpetrobras	ALL	<b>12.021</b>	<b>5</b>	<b>0.035</b>
pctpetrobras	retpetrobras	<b>15.916</b>	<b>5</b>	<b>0.007</b>
pctpetrobras	ALL	<b>15.916</b>	<b>5</b>	<b>0.007</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retpetrobras	pctpetrobras	<b>10.035</b>	<b>6</b>	<b>0.123</b>
retpetrobras	ALL	<b>10.035</b>	<b>6</b>	<b>0.123</b>
pctpetrobras	retpetrobras	<b>18.686</b>	<b>6</b>	<b>0.005</b>
pctpetrobras	ALL	<b>18.686</b>	<b>6</b>	<b>0.005</b>

Anexo 174– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Randon Part.

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retrandonpart	pctrandonpart	<b>3.2261</b>	<b>1</b>	<b>0.072</b>
retrandonpart	ALL	<b>3.2261</b>	<b>1</b>	<b>0.072</b>
pctrandonpart	retrandonpart	<b>1.1319</b>	<b>1</b>	<b>0.287</b>
pctrandonpart	ALL	<b>1.1319</b>	<b>1</b>	<b>0.287</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retrandonpart	pctrandonpart	<b>10.07</b>	<b>2</b>	<b>0.007</b>
retrandonpart	ALL	<b>10.07</b>	<b>2</b>	<b>0.007</b>
pctrandonpart	retrandonpart	<b>10.492</b>	<b>2</b>	<b>0.005</b>
pctrandonpart	ALL	<b>10.492</b>	<b>2</b>	<b>0.005</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retrandonpart	pctrandonpart	<b>12.05</b>	<b>3</b>	<b>0.007</b>
retrandonpart	ALL	<b>12.05</b>	<b>3</b>	<b>0.007</b>
pctrandonpart	retrandonpart	<b>7.0926</b>	<b>3</b>	<b>0.069</b>
pctrandonpart	ALL	<b>7.0926</b>	<b>3</b>	<b>0.069</b>

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retrandonpart	pctrandonpart	<b>9.3292</b>	<b>4</b>	<b>0.053</b>	
retrandonpart	ALL	<b>9.3292</b>	<b>4</b>	<b>0.053</b>	
pctrandonpart	retrandonpart	<b>7.4805</b>	<b>4</b>	<b>0.113</b>	
pctrandonpart	ALL	<b>7.4805</b>	<b>4</b>	<b>0.113</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retrandonpart	pctrandonpart	<b>12.688</b>	<b>5</b>	<b>0.026</b>	
retrandonpart	ALL	<b>12.688</b>	<b>5</b>	<b>0.026</b>	
pctrandonpart	retrandonpart	<b>10.328</b>	<b>5</b>	<b>0.066</b>	
pctrandonpart	ALL	<b>10.328</b>	<b>5</b>	<b>0.066</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retrandonpart	pctrandonpart	<b>12.56</b>	<b>6</b>	<b>0.051</b>	
retrandonpart	ALL	<b>12.56</b>	<b>6</b>	<b>0.051</b>	
pctrandonpart	retrandonpart	<b>9.8913</b>	<b>6</b>	<b>0.129</b>	
pctrandonpart	ALL	<b>9.8913</b>	<b>6</b>	<b>0.129</b>	

**Anexo 175– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Sid Nacional.**

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsidnacional	ressidnacional	<b>.1154</b>	<b>1</b>	<b>0.734</b>	
retsidnacional	ALL	<b>.1154</b>	<b>1</b>	<b>0.734</b>	
ressidnacional	retsidnacional	<b>.9857</b>	<b>1</b>	<b>0.321</b>	
ressidnacional	ALL	<b>.9857</b>	<b>1</b>	<b>0.321</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsidnacional	ressidnacional	<b>.44814</b>	<b>2</b>	<b>0.799</b>	
retsidnacional	ALL	<b>.44814</b>	<b>2</b>	<b>0.799</b>	
ressidnacional	retsidnacional	<b>1.7983</b>	<b>2</b>	<b>0.407</b>	
ressidnacional	ALL	<b>1.7983</b>	<b>2</b>	<b>0.407</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsidnacional	ressidnacional	<b>1.4957</b>	<b>3</b>	<b>0.683</b>	
retsidnacional	ALL	<b>1.4957</b>	<b>3</b>	<b>0.683</b>	
ressidnacional	retsidnacional	<b>1.7677</b>	<b>3</b>	<b>0.622</b>	
ressidnacional	ALL	<b>1.7677</b>	<b>3</b>	<b>0.622</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsidnacional	ressidnacional	<b>2.6796</b>	<b>4</b>	<b>0.613</b>	
retsidnacional	ALL	<b>2.6796</b>	<b>4</b>	<b>0.613</b>	
ressidnacional	retsidnacional	<b>3.8396</b>	<b>4</b>	<b>0.428</b>	
ressidnacional	ALL	<b>3.8396</b>	<b>4</b>	<b>0.428</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsidnacional	ressidnacional	<b>3.6641</b>	<b>5</b>	<b>0.599</b>	
retsidnacional	ALL	<b>3.6641</b>	<b>5</b>	<b>0.599</b>	
ressidnacional	retsidnacional	<b>1.8942</b>	<b>5</b>	<b>0.864</b>	
ressidnacional	ALL	<b>1.8942</b>	<b>5</b>	<b>0.864</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsidnacional	ressidnacional	<b>3.9002</b>	<b>6</b>	<b>0.690</b>	
retsidnacional	ALL	<b>3.9002</b>	<b>6</b>	<b>0.690</b>	
ressidnacional	retsidnacional	<b>2.0761</b>	<b>6</b>	<b>0.913</b>	
ressidnacional	ALL	<b>2.0761</b>	<b>6</b>	<b>0.913</b>	

Anexo 176– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Souza Cruz.

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsouzacruz	pctsouzacruz	<b>.00264</b>	<b>1</b>	<b>0.959</b>	
retsouzacruz	ALL	<b>.00264</b>	<b>1</b>	<b>0.959</b>	
pctsouzacruz	retsouzacruz	<b>2.3615</b>	<b>1</b>	<b>0.124</b>	
pctsouzacruz	ALL	<b>2.3615</b>	<b>1</b>	<b>0.124</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsouzacruz	pctsouzacruz	<b>.45923</b>	<b>2</b>	<b>0.795</b>	
retsouzacruz	ALL	<b>.45923</b>	<b>2</b>	<b>0.795</b>	
pctsouzacruz	retsouzacruz	<b>2.019</b>	<b>2</b>	<b>0.364</b>	
pctsouzacruz	ALL	<b>2.019</b>	<b>2</b>	<b>0.364</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsouzacruz	pctsouzacruz	<b>2.1845</b>	<b>3</b>	<b>0.535</b>	
retsouzacruz	ALL	<b>2.1845</b>	<b>3</b>	<b>0.535</b>	
pctsouzacruz	retsouzacruz	<b>1.9162</b>	<b>3</b>	<b>0.590</b>	
pctsouzacruz	ALL	<b>1.9162</b>	<b>3</b>	<b>0.590</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsouzacruz	pctsouzacruz	<b>2.7883</b>	<b>4</b>	<b>0.594</b>	
retsouzacruz	ALL	<b>2.7883</b>	<b>4</b>	<b>0.594</b>	
pctsouzacruz	retsouzacruz	<b>2.868</b>	<b>4</b>	<b>0.580</b>	
pctsouzacruz	ALL	<b>2.868</b>	<b>4</b>	<b>0.580</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsouzacruz	pctsouzacruz	<b>2.9521</b>	<b>5</b>	<b>0.707</b>	
retsouzacruz	ALL	<b>2.9521</b>	<b>5</b>	<b>0.707</b>	
pctsouzacruz	retsouzacruz	<b>3.1374</b>	<b>5</b>	<b>0.679</b>	
pctsouzacruz	ALL	<b>3.1374</b>	<b>5</b>	<b>0.679</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsouzacruz	pctsouzacruz	<b>7.7663</b>	<b>6</b>	<b>0.256</b>	
retsouzacruz	ALL	<b>7.7663</b>	<b>6</b>	<b>0.256</b>	
pctsouzacruz	retsouzacruz	<b>10.109</b>	<b>6</b>	<b>0.120</b>	
pctsouzacruz	ALL	<b>10.109</b>	<b>6</b>	<b>0.120</b>	

**Anexo 177– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Suzano Papel.**

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsuzanopapel	pctsuzanopapel	<b>.55053</b>	<b>1</b>	<b>0.458</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>.55053</b>	<b>1</b>	<b>0.458</b>	
pctsuzanopapel	retsuzanopapel	<b>.00478</b>	<b>1</b>	<b>0.945</b>	
pctsuzanopapel	ALL	<b>.00478</b>	<b>1</b>	<b>0.945</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsuzanopapel	pctsuzanopapel	<b>.76241</b>	<b>2</b>	<b>0.683</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>.76241</b>	<b>2</b>	<b>0.683</b>	
pctsuzanopapel	retsuzanopapel	<b>.22581</b>	<b>2</b>	<b>0.893</b>	
pctsuzanopapel	ALL	<b>.22581</b>	<b>2</b>	<b>0.893</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsuzanopapel	pctsuzanopapel	<b>1.5011</b>	<b>3</b>	<b>0.682</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>1.5011</b>	<b>3</b>	<b>0.682</b>	
pctsuzanopapel	retsuzanopapel	<b>1.9578</b>	<b>3</b>	<b>0.581</b>	
pctsuzanopapel	ALL	<b>1.9578</b>	<b>3</b>	<b>0.581</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsuzanopapel	pctsuzanopapel	<b>3.0337</b>	<b>4</b>	<b>0.552</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>3.0337</b>	<b>4</b>	<b>0.552</b>	
pctsuzanopapel	retsuzanopapel	<b>.66857</b>	<b>4</b>	<b>0.955</b>	
pctsuzanopapel	ALL	<b>.66857</b>	<b>4</b>	<b>0.955</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsuzanopapel	pctsuzanopapel	<b>4.1782</b>	<b>5</b>	<b>0.524</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>4.1782</b>	<b>5</b>	<b>0.524</b>	
pctsuzanopapel	retsuzanopapel	<b>1.355</b>	<b>5</b>	<b>0.929</b>	
pctsuzanopapel	ALL	<b>1.355</b>	<b>5</b>	<b>0.929</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retsuzanopapel	pctsuzanopapel	<b>4.249</b>	<b>6</b>	<b>0.643</b>	
retsuzanopapel	ALL	<b>4.249</b>	<b>6</b>	<b>0.643</b>	
pctsuzanopapel	retsuzanopapel	<b>2.8828</b>	<b>6</b>	<b>0.823</b>	
pctsuzanopapel	ALL	<b>2.8828</b>	<b>6</b>	<b>0.823</b>	

Anexo 178– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Telef Brasil.

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
rettelefbrasil	restelefbrasil	<b>1.0644</b>	<b>1</b>	<b>0.302</b>	
rettelefbrasil	ALL	<b>1.0644</b>	<b>1</b>	<b>0.302</b>	
restelefbrasil	rettelefbrasil	<b>.32215</b>	<b>1</b>	<b>0.570</b>	
restelefbrasil	ALL	<b>.32215</b>	<b>1</b>	<b>0.570</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
rettelefbrasil	restelefbrasil	<b>1.6097</b>	<b>2</b>	<b>0.447</b>	
rettelefbrasil	ALL	<b>1.6097</b>	<b>2</b>	<b>0.447</b>	
restelefbrasil	rettelefbrasil	<b>.01044</b>	<b>2</b>	<b>0.995</b>	
restelefbrasil	ALL	<b>.01044</b>	<b>2</b>	<b>0.995</b>	

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
rettelefbrasil	restelefbrasil	<b>1.0154</b>	<b>3</b>	<b>0.798</b>	
rettelefbrasil	ALL	<b>1.0154</b>	<b>3</b>	<b>0.798</b>	
restelefbrasil	rettelefbrasil	<b>.49167</b>	<b>3</b>	<b>0.921</b>	
restelefbrasil	ALL	<b>.49167</b>	<b>3</b>	<b>0.921</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
rettelefbrasil	restelefbrasil	<b>1.3126</b>	<b>4</b>	<b>0.859</b>	
rettelefbrasil	ALL	<b>1.3126</b>	<b>4</b>	<b>0.859</b>	
restelefbrasil	rettelefbrasil	<b>1.1052</b>	<b>4</b>	<b>0.893</b>	
restelefbrasil	ALL	<b>1.1052</b>	<b>4</b>	<b>0.893</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
rettelefbrasil	restelefbrasil	<b>1.8695</b>	<b>5</b>	<b>0.867</b>	
rettelefbrasil	ALL	<b>1.8695</b>	<b>5</b>	<b>0.867</b>	
restelefbrasil	rettelefbrasil	<b>1.137</b>	<b>5</b>	<b>0.951</b>	
restelefbrasil	ALL	<b>1.137</b>	<b>5</b>	<b>0.951</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
rettelefbrasil	restelefbrasil	<b>2.3988</b>	<b>6</b>	<b>0.880</b>	
rettelefbrasil	ALL	<b>2.3988</b>	<b>6</b>	<b>0.880</b>	
restelefbrasil	rettelefbrasil	<b>2.0382</b>	<b>6</b>	<b>0.916</b>	
restelefbrasil	ALL	<b>2.0382</b>	<b>6</b>	<b>0.916</b>	

Anexo 179– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Usiminas.

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retusiminas	pctusiminas	<b>3.7012</b>	<b>1</b>	<b>0.054</b>
retusiminas	ALL	<b>3.7012</b>	<b>1</b>	<b>0.054</b>
pctusiminas	retusiminas	<b>.07351</b>	<b>1</b>	<b>0.786</b>
pctusiminas	ALL	<b>.07351</b>	<b>1</b>	<b>0.786</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retusiminas	pctusiminas	<b>4.8689</b>	<b>2</b>	<b>0.088</b>
retusiminas	ALL	<b>4.8689</b>	<b>2</b>	<b>0.088</b>
pctusiminas	retusiminas	<b>.14309</b>	<b>2</b>	<b>0.931</b>
pctusiminas	ALL	<b>.14309</b>	<b>2</b>	<b>0.931</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retusiminas	pctusiminas	<b>8.2486</b>	<b>3</b>	<b>0.041</b>
retusiminas	ALL	<b>8.2486</b>	<b>3</b>	<b>0.041</b>
pctusiminas	retusiminas	<b>1.9285</b>	<b>3</b>	<b>0.587</b>
pctusiminas	ALL	<b>1.9285</b>	<b>3</b>	<b>0.587</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retusiminas	pctusiminas	<b>8.307</b>	<b>4</b>	<b>0.081</b>
retusiminas	ALL	<b>8.307</b>	<b>4</b>	<b>0.081</b>
pctusiminas	retusiminas	<b>4.4883</b>	<b>4</b>	<b>0.344</b>
pctusiminas	ALL	<b>4.4883</b>	<b>4</b>	<b>0.344</b>

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retusiminas	pctusiminas	<b>17.278</b>	<b>5</b>	<b>0.004</b>
retusiminas	ALL	<b>17.278</b>	<b>5</b>	<b>0.004</b>
pctusiminas	retusiminas	<b>4.9528</b>	<b>5</b>	<b>0.422</b>
pctusiminas	ALL	<b>4.9528</b>	<b>5</b>	<b>0.422</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retusiminas	pctusiminas	<b>18.409</b>	<b>6</b>	<b>0.005</b>
retusiminas	ALL	<b>18.409</b>	<b>6</b>	<b>0.005</b>
pctusiminas	retusiminas	<b>6.2343</b>	<b>6</b>	<b>0.397</b>
pctusiminas	ALL	<b>6.2343</b>	<b>6</b>	<b>0.397</b>

Anexo 180– Saída do Stata – Teste de causalidade de Granger entre PCT e RET para a empresa Vale.

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retvale	pctvale	<b>1.0315</b>	<b>1</b>	<b>0.310</b>
retvale	ALL	<b>1.0315</b>	<b>1</b>	<b>0.310</b>
pctvale	retvale	<b>.77446</b>	<b>1</b>	<b>0.379</b>
pctvale	ALL	<b>.77446</b>	<b>1</b>	<b>0.379</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retvale	pctvale	<b>9.1924</b>	<b>2</b>	<b>0.010</b>
retvale	ALL	<b>9.1924</b>	<b>2</b>	<b>0.010</b>
pctvale	retvale	<b>1.8249</b>	<b>2</b>	<b>0.402</b>
pctvale	ALL	<b>1.8249</b>	<b>2</b>	<b>0.402</b>

  

<b>var granger</b>				
Granger causality wald tests				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
retvale	pctvale	<b>10.336</b>	<b>3</b>	<b>0.016</b>
retvale	ALL	<b>10.336</b>	<b>3</b>	<b>0.016</b>
pctvale	retvale	<b>3.3823</b>	<b>3</b>	<b>0.336</b>
pctvale	ALL	<b>3.3823</b>	<b>3</b>	<b>0.336</b>

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retvale	pctvale	<b>10.635</b>	<b>4</b>	<b>0.031</b>	
retvale	ALL	<b>10.635</b>	<b>4</b>	<b>0.031</b>	
pctvale	retvale	<b>1.7297</b>	<b>4</b>	<b>0.785</b>	
pctvale	ALL	<b>1.7297</b>	<b>4</b>	<b>0.785</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retvale	pctvale	<b>12.218</b>	<b>5</b>	<b>0.032</b>	
retvale	ALL	<b>12.218</b>	<b>5</b>	<b>0.032</b>	
pctvale	retvale	<b>.77608</b>	<b>5</b>	<b>0.979</b>	
pctvale	ALL	<b>.77608</b>	<b>5</b>	<b>0.979</b>	

  

<b>var granger</b>					
Granger causality wald tests					
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2	
retvale	pctvale	<b>12.872</b>	<b>6</b>	<b>0.045</b>	
retvale	ALL	<b>12.872</b>	<b>6</b>	<b>0.045</b>	
pctvale	retvale	<b>1.9008</b>	<b>6</b>	<b>0.929</b>	
pctvale	ALL	<b>1.9008</b>	<b>6</b>	<b>0.929</b>	

Anexo 181 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (6/6)\* para o RET/ROE da empresa Ambev até 3º trimestre de 2008.

```
. var retambev roeambev, noconstant lags(6/6)
```

Vector autoregression

Sample: 7 - 58  
 Log likelihood = -184.7698  
 FPE = 4.877821  
 Det(sigma\_ml) = 4.181945

No. of obs = 52  
 AIC = 7.260377  
 HQIC = 7.31792  
 SBIC = 7.410472

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retambev	2	.122201	0.2972	21.99018	0.0000
roeambev	2	17.5396	0.5146	55.13613	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retambev</b>						
retambev L6.	.0903599	.0611051	1.48	0.139	-.0294038	.2101236
roeambev L6.	.0026208	.0006953	3.77	0.000	.0012581	.0039835

  

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retambev	-.01497	0.002	1	0.96485
roeambev	.40007	1.387	1	0.23889
ALL		1.389	2	0.49931

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	57.0607	4	0.00000
2	30.5121	4	0.00000
3	15.5069	4	0.00376
4	6.7837	4	0.14777

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 182 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (6/6)\* para o RET/ROE da empresa Ambev até 3º trimestre de 2009.

```
. var retambev roeambev, noconstant lags(6/6)
```

Vector autoregression

Sample: 7 - 62  
 Log likelihood = -198.0853  
 FPE = 4.672242  
 Det(sigma\_m1) = 4.050017

No. of obs = 56  
 AIC = 7.217332  
 HQIC = 7.27342  
 SBIC = 7.362

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retambev	2	.121338	0.3003	24.03605	0.0000
roeambev	2	17.258	0.5244	61.73629	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
<b>retambev</b>					
retambev L6.	.0866332	.0605743	1.43	0.153	-.0320902 .2053566
roeambev L6.	.0027301	.0006823	4.00	0.000	.0013928 .0040675

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	skewness	chi2	df	Prob > chi2
retambev	.01761	0.003	1	0.95710
roeambev	.34264	1.096	1	0.29520
ALL		1.099	2	0.57734

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	62.4150	4	0.00000
2	32.8167	4	0.00000
3	16.9953	4	0.00194
4	6.3872	4	0.17204



**Anexo 184 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/4) para o RET/ML da empresa Braskem até 3º trimestre de 2008.**

```
. var retbraskem mlbraskem, lags(3/4)
```

Vector autoregression

Sample: 5 - 58  
 Log likelihood = -187.4791  
 FPE = 5.151823  
 Det(sigma\_ml) = 3.553441

No. of obs = 54  
 AIC = 7.314041  
 HQIC = 7.456091  
 SBIC = 7.682371

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retbraskem	5	.244405	0.3438	28.28789	0.0000
mlbraskem	5	8.58793	0.2074	14.12988	0.0069

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retbraskem</b>						
retbraskem						
L3.	.1778493	.1078651	1.65	0.099	-.0335624	.389261
L4.	-.1081215	.0951526	-1.14	0.256	-.2946171	.0783742
<b>mlbraskem</b>						
L3.	.0161828	.0050547	3.20	0.001	.0062759	.0260898
L4.	-.0256111	.0050817	-5.04	0.000	-.035571	-.0156511
_cons	.0834213	.0343685	2.43	0.015	.0160602	.1507823

```
. varnorm, skewness
```

skewness test

Equation	skewness	chi2	df	Prob > chi2
retbraskem	.9432	8.007	1	0.00466
mlbraskem	-2.6845	64.860	1	0.00000
ALL		72.867	2	0.00000

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	36.0723	4	0.00000
2	9.7319	4	0.04519
3	2.1894	4	0.70097
4	1.8669	4	0.76021

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 185 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/4) para o RET/ML da empresa Braskem até 3º trimestre de 2009.

```
. var retbraskem mlbraskem, lags(3/4)
```

Vector autoregression

Sample: 5 - 62  
 Log likelihood = -203.0536  
 FPE = 5.321623  
 Det(sigma\_ml) = 3.766298

No. of obs = 58  
 AIC = 7.346674  
 HQIC = 7.485051  
 SBIC = 7.701923

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retbraskem	5	.251434	0.3154	26.71532	0.0000
mlbraskem	5	8.67279	0.2086	15.285	0.0041

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retbraskem</b>						
retbraskem						
L3.	.1661226	.1102157	1.51	0.132	-.0498963	.3821414
L4.	-.0854443	.0977116	-0.87	0.382	-.2769555	.1060669
mlbraskem						
L3.	.0140001	.0049816	2.81	0.005	.0042364	.0237638
L4.	-.0251856	.0051467	-4.89	0.000	-.035273	-.0150983
_cons	.0840673	.0335462	2.51	0.012	.0183179	.1498168

  

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retbraskem	.73432	5.213	1	0.02242
mlbraskem	-2.4601	58.504	1	0.00000
ALL		63.716	2	0.00000

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	42.3847	4	0.00000
2	9.9986	4	0.04045
3	2.3391	4	0.67367
4	1.9348	4	0.74776

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 186 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/4) para o RET/ML da empresa Braskem até 3º trimestre de 2010.

```
. var retbraskem mlbraskem, lags(3/4)
```

Vector autoregression

Sample: 5 – 66  
 Log likelihood = -215.4565  
 FPE = 4.941848  
 Det(sigma\_ml) = 3.576758

No. of obs = 62  
 AIC = 7.272791  
 HQIC = 7.407496  
 SBIC = 7.615878

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retbraskem	5	.25115	0.2834	24.52158	0.0001
mlbraskem	5	8.42728	0.2061	16.09604	0.0029

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retbraskem</b>						
retbraskem						
L3.	.1310104	.1082294	1.21	0.226	-.0811154	.3431362
L4.	-.064409	.0961784	-0.67	0.503	-.2529152	.1240972
<b>mlbraskem</b>						
L3.	.0123735	.0049164	2.52	0.012	.0027376	.0220094
L4.	-.0227649	.0049258	-4.62	0.000	-.0324192	-.0131105
_cons	.0754206	.0321931	2.34	0.019	.0123233	.138518

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retbraskem	.73402	5.568	1	0.01830
mlbraskem	-2.5691	68.205	1	0.00000
ALL		73.773	2	0.00000

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	44.5241	4	0.00000
2	9.8593	4	0.04286
3	2.6312	4	0.62131
4	2.0434	4	0.72777

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 187 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (5/5)\* para o RET/ROE da empresa Cemig até 3º trimestre de 2008.

```
. var retcemig roecemig, noconstant lags(5/5)
```

Vector autoregression

Sample: 6 – 58  
 Log likelihood = -174.2609  
 FPE = 2.860918  
 Det(sigma\_ml) = 2.459917

No. of obs = 53  
 AIC = 6.726825  
 HQIC = 6.784008  
 SBIC = 6.875526

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retcemig	2	.162402	0.0882	5.127416	0.0770
roecemig	2	10.4901	0.5099	55.14076	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retcemig</b>						
retcemig L5.	.0058627	.0836869	0.07	0.944	-.1581607	.169886
roecemig L5.	.0035972	.0016765	2.15	0.032	.0003113	.0068832

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	skewness	chi2	df	Prob > chi2
retcemig	1.2092	12.917	1	0.00033
roecemig	1.0735	10.179	1	0.00142
ALL		23.096	2	0.00001

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	45.5918	4	0.00000
2	14.8936	4	0.00493
3	6.9656	4	0.13772
4	2.2646	4	0.68722

H0: no autocorrelation at lag order



Anexo 189 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (5/5)\* para o RET/ROE da empresa Cemig até 3º trimestre de 2010.

```
. var retcemig roecemig, noconstant lags(5/5)
```

Vector autoregression

Sample: **6 - 66** No. of obs = **61**  
 Log likelihood = **-193.6727** AIC = **6.481071**  
 FPE = **2.237511** HQIC = **6.535318**  
 Det(sigma\_ml) = **1.962402** SBIC = **6.619489**

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retcemig	2	.153491	0.0729	4.79376	0.0910
roecemig	2	9.81073	0.5978	90.66143	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
<b>retcemig</b>					
retcemig L5.	.0146645	.0775256	0.19	0.850	-.1372828 .1666118
roecemig L5.	.0027898	.0013518	2.06	0.039	.0001403 .0054392

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	skewness	chi2	df	Prob > chi2
retcemig	1.2783	16.613	1	0.00005
roecemig	1.1935	14.482	1	0.00014
ALL		31.095	2	0.00000

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	51.3026	4	0.00000
2	16.2806	4	0.00266
3	6.1823	4	0.18594
4	1.6965	4	0.79136

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 190 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/1) para o RET/CE da empresa Eletrobras até 3º trimestre de 2008.

```
. var reteleetrobras ceeleetrobras, lags(1/1)
```

Vector autoregression

Sample: 2 – 58   No. of obs                   =           57  
 Log likelihood = -135.0183                           AIC                             =           4.94801  
 FPE                   =   .4830915                     HQIC                          =           5.031589  
 Det(sigma\_ml)       =   .3913041                     SBIC                          =           5.163068

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
reteleetrobras	3	.199177	0.3775	34.56998	0.0000
ceeleetrobras	3	3.31626	0.2334	17.3586	0.0002

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>reteleetrob~s</b>						
reteleetrob~s L1.	.0483309	.1092859	0.44	0.658	-.1658655	.2625274
ceeleetrobras L1.	.0215319	.0048052	4.48	0.000	.0121139	.0309499
_cons	-.1067737	.0414768	-2.57	0.010	-.1880668	-.0254805

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
reteleetrobras	.25275	0.607	1	0.43596
ceeleetrobras	.96425	8.833	1	0.00296
ALL		9.440	2	0.00892

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	22.3926	4	0.00017
2	5.0825	4	0.27893
3	4.1328	4	0.38833
4	4.2550	4	0.37260

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 191 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/1) para o RET/CE da empresa Eletrobras até 3º trimestre de 2009.

```
. var reteleetrobras ceeleetrobras, lags(1/1)
```

Vector autoregression

Sample: 2 - 62  
 Log likelihood = -141.2128  
 FPE = .4278658  
 Det(Sigma\_ml) = .3514015

		No. of obs	=	61
		AIC	=	4.82665
		HQIC	=	4.908021
		SBIC	=	5.034277

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
reteleetrobras	3	.192862	0.3766	36.84853	0.0000
ceeleetrobras	3	3.23321	0.2408	19.3502	0.0001

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
<b>reteleetrob~s</b>					
reteleetrob~s L1.	.0499985	.1056095	0.47	0.636	-.1569923 .2569892
ceeleetrobras L1.	.0213794	.0046284	4.62	0.000	.0123079 .0304508
_cons	-.1043174	.039034	-2.67	0.008	-.1808226 -.0278122

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
reteleetrobras	.24483	0.609	1	0.43501
ceeleetrobras	1.0466	11.137	1	0.00085
ALL		11.746	2	0.00281

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	23.9126	4	0.00008
2	5.3593	4	0.25238
3	4.3781	4	0.35725
4	4.7144	4	0.31787

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 192 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/1) para o RET/CE da empresa Eletrobras até 3º trimestre de 2010.

```
. var reteleetrobras ceeleetrobras, lags(1/1)
```

Vector autoregression

Sample: 2 - 66	No. of obs	=	65
Log likelihood = -147.8299	AIC	=	4.733226
FPE = .3896928	HQIC	=	4.81242
Det(sigma_ml) = .3239574	SBIC	=	4.933939

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
reteleetrobras	3	.18889	0.3696	38.10927	0.0000
ceeleetrobras	3	3.15915	0.2549	22.23316	0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
reteleetrob~s reteleetrob~s L1.	.0520474	.1027734	0.51	0.613	-.1493849 .2534796
ceeleetrobras L1.	.0210552	.0044775	4.70	0.000	.0122794 .029831
_cons	-.0989998	.0368126	-2.69	0.007	-.1711511 -.0268484

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
reteleetrobras	.23448	0.596	1	0.44024
ceeleetrobras	1.1338	13.925	1	0.00019
ALL		14.521	2	0.00070

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	25.2946	4	0.00004
2	5.1903	4	0.26832
3	4.6177	4	0.32882
4	5.4273	4	0.24619

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 193 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (4/4)\* para o RET/ML da empresa Gerdau até 3º trimestre de 2008.

**. var retgerdau mlgerdau, noconstant lags(4/4)**

Vector autoregression

Sample: 5 - 58, but with gaps  
 Log likelihood = -130.3056  
 FPE = .6004497  
 Det(sigma\_ml) = .5147888

No. of obs = 52  
 AIC = 5.165602  
 HQIC = 5.223145  
 SBIC = 5.315697

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retgerdau	2	.228332	0.2574	18.01959	0.0001
mlgerdau	2	3.31542	0.9149	559.1652	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retgerdau</b>						
retgerdau L4.	-.1743855	.1047372	-1.66	0.096	-.3796666	.0308956
mlgerdau L4.	.0137419	.003246	4.23	0.000	.00738	.0201039

  

**varnorm, skewness**

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retgerdau	.67462	3.944	1	0.04703
mlgerdau	.11627	0.117	1	0.73213
ALL		4.061	2	0.13124

  

**varlmar, mlag(4)**

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	30.9981	4	0.00000
2	12.6760	4	0.01297
3	6.1277	4	0.18982
4	1.0054	4	0.90898

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 194 – Saída do Stata – Estimção do Modelo VAR (4/4)\* para o RET/ML da empresa Gerdau até 3º trimestre de 2009.

```
. var retgerdau mlgerdau, noconstant lags(4/4)
```

Vector autoregression

Sample: 5 - 62, but with gaps  
 Log likelihood = -149.7761  
 FPE = .832193  
 Det(sigma\_ml) = .7213659

No. of obs	=	56
AIC	=	5.492002
HQIC	=	5.54809
SBIC	=	5.63667

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retgerdau	2	.238309	0.2078	14.68575	0.0006
mlgerdau	2	3.74749	0.8843	427.8651	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
<b>retgerdau</b>					
retgerdau L4.	-.1550093	.107037	-1.45	0.148	-.364798 .0547794
mlgerdau L4.	.0123907	.0032445	3.82	0.000	.0060316 .0187497

  

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retgerdau	.33854	1.070	1	0.30102
mlgerdau	-.26072	0.634	1	0.42573
ALL		1.704	2	0.42654

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	45.0780	4	0.00000
2	23.8389	4	0.00009
3	6.8590	4	0.14353
4	0.8029	4	0.93805

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 195 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (4/4)\* para o RET/ML da empresa Gerdaú até 3º trimestre de 2010.

```
. var retgerdau mlgerdau, noconstant lags(4/4)
```

Vector autoregression

Sample: 5 - 66, but with gaps                      No. of obs        =        **60**  
 Log likelihood = -159.8712                              AIC                =        **5.462373**  
 FPE                =        **.8078884**                              HQIC              =        **5.516988**  
 Det(sigma\_ml)    =        **.7070075**                              SBIC              =        **5.601996**

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retgerdau	2	.230749	0.2189	16.81021	0.0002
mlgerdau	2	3.80853	0.8760	423.6865	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retgerdau</b>						
retgerdau L4.	-.1694105	.099255	-1.71	0.088	-.3639467	.0251257
mlgerdau L4.	.01261	.0030757	4.10	0.000	.0065817	.0186383

  

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retgerdau	.3387	1.147	1	0.28413
mlgerdau	-.10079	0.102	1	0.74994
ALL		1.249	2	0.53558

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	46.8200	4	0.00000
2	21.8179	4	0.00022
3	7.1102	4	0.13018
4	3.3418	4	0.50234

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 196 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/4) para o RET/ML da empresa Gerdau Met até 3º trimestre de 2008.

```
. var retgerdaumet mlgerdaumet, lags(4/3)
```

Vector autoregression

Sample: **10 - 58, but with a gap** No. of obs = **30**  
 Log likelihood = **-16.21011** AIC = **1.747341**  
 FPE = **.0197988** HQIC = **1.896759**  
 Det(sigma\_ml) = **.0101014** SBIC = **2.214407**

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retgerdaumet	5	.136872	0.4797	27.65692	0.0000
mlgerdaumet	5	.916688	0.5568	37.68635	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
<b>retgerdaumet</b>					
retgerdaumet					
L3.	-.2738563	.1445396	-1.89	0.058	-.5571488 .0094361
L4.	.4451004	.1455695	3.06	0.002	.1597894 .7304114
mlgerdaumet					
L3.	-.1571629	.038544	-4.08	0.000	-.2327077 -.0816181
L4.	.0922392	.0368025	2.51	0.012	.0201075 .1643708
_cons	.4887896	.0957083	5.11	0.000	.3012047 .6763745

**varnorm, skewness**

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retgerdaumet	.024	0.003	1	0.95720
mlgerdaumet	.53074	1.408	1	0.23532
ALL		1.411	2	0.49378

**varlmar, mlag(4)**

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	20.4878	4	0.00040
2	5.2889	4	0.25892
3	6.7740	4	0.14833
4	7.4265	4	0.11500

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 197 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/4) para o RET/ML da empresa Gerda Met até 3º trimestre de 2009.

```
. var retgerdaumet mlgerdaumet, lags(4/3)
```

Vector autoregression

Sample: 10 – 62, but with a gap                      No. of obs                      =                      34  
 Log likelihood = -36.43758                              AIC                                =                      2.731623  
 FPE    =                      .0528744                        HQIC                              =                      2.88472  
 Det(sigma\_ml) = .0292356                                SBIC                               =                      3.180552

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retgerdaumet	5	.16935	0.3926	21.97625	0.0002
mlgerdaumet	5	1.38266	0.4249	25.12166	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retgerdaumet</b>						
retgerdaumet						
L3.	-.0916029	.1390625	-0.66	0.510	-.3641605	.1809547
L4.	.3729736	.1587903	2.35	0.019	.0617502	.6841969
mlgerdaumet						
L3.	-.1546826	.0418743	-3.69	0.000	-.2367547	-.0726106
L4.	.0803613	.0406237	1.98	0.048	.0007404	.1599823
_cons	.4885368	.1140632	4.28	0.000	.2649771	.7120965

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retgerdaumet	-.4417	1.106	1	0.29304
mlgerdaumet	-.63633	2.295	1	0.12983
ALL		3.400	2	0.18267

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	38.2009	4	0.00000
2	11.8434	4	0.01855
3	0.8596	4	0.93028
4	3.5823	4	0.46547

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 198 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/4) para o RET/ML da empresa Gerdau Met até 3º trimestre de 2010.

```
. var retgerdaumet mlgerdaumet, lags(4/3)
```

Vector autoregression

Sample: 10 - 66, but with a gap                      No. of obs        =        38  
Log likelihood = -44.03212                              AIC                =        2.843796  
FPE                =        .0590784                              HQIC              =        2.997122  
Det(sigma\_ml)    =        .0347953                              SBIC              =        3.274739

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retgerdaumet	5	.182453	0.2586	13.25781	0.0101
mlgerdaumet	5	1.33195	0.4684	33.4788	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
<b>retgerdaumet</b>					
retgerdaumet L3.	-.1653574	.1479268	-1.12	0.264	-.4552886 .1245738
L4.	.338164	.1591808	2.12	0.034	.0261753 .6501526
mlgerdaumet					
L3.	-.1286442	.0402752	-3.19	0.001	-.2075822 -.0497063
L4.	.1045191	.0393177	2.66	0.008	.0274578 .1815803
_cons	.2260245	.087425	2.59	0.010	.0546746 .3973743

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retgerdaumet	-.45198	1.294	1	0.25535
mlgerdaumet	-.92607	5.431	1	0.01978
ALL		6.725	2	0.03464

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	49.9050	4	0.00000
2	13.5091	4	0.00904
3	4.2898	4	0.36821
4	9.2170	4	0.05590

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 199 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/3)\* para o RET/CE da empresa Klabin SA até 3º trimestre de 2008.

```
. var retklabinsa ceklabinsa, noconstant lags(3/3)
```

Vector autoregression

Sample: 4 - 58  
 Log likelihood = -234.131  
 FPE = 19.75916  
 Det(sigma\_ml) = 17.08325

No. of obs = 55  
 AIC = 8.659307  
 HQIC = 8.715762  
 SBIC = 8.805295

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retklabinsa	2	.257213	0.1396	8.924769	0.0115
ceklabinsa	2	16.7009	0.7855	201.4205	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retklabinsa</b>						
retklabinsa L3.	-.1123459	.0972654	-1.16	0.248	-.3029827	.0782909
ceklabinsa L3.	.0030158	.0010096	2.99	0.003	.001037	.0049946

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retklabinsa	.22918	0.481	1	0.48777
ceklabinsa	.80519	5.943	1	0.01478
ALL		6.424	2	0.04027

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	14.2704	4	0.00648
2	8.1188	4	0.08732
3	16.4398	4	0.00248
4	6.1331	4	0.18942

H0: no autocorrelation at lag order

**Anexo 200 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/3)\* para o RET/CE da empresa Klabin SA até 3º trimestre de 2009.**

```

. var retklabinsa ceklabinsa, noconstant lags(3/3)
Vector autoregression
Sample: 4 - 62           No. of obs   =   59
Log likelihood = -248.588   AIC          =  8.562306
FPE             = 17.93231   HQIC         =  8.617288
Det(sigma_ml)  = 15.65764   SBIC         =  8.703156

```

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retklabinsa	2	.252282	0.1344	9.162208	0.0102
ceklabinsa	2	16.2521	0.7840	214.1173	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retklabinsa</b>						
retklabinsa L3.	-.1085029	.0940384	-1.15	0.249	-.2928147	.075809
ceklabinsa L3.	.0029847	.0009863	3.03	0.002	.0010517	.0049178

  

**varnorm, skewness**

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retklabinsa	.20185	0.401	1	0.52675
ceklabinsa	.82618	6.712	1	0.00958
ALL		7.113	2	0.02854

  

**varlmar, mlag(4)**

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	16.7623	4	0.00215
2	9.1718	4	0.05694
3	18.3638	4	0.00105
4	6.9863	4	0.13661

H0: no autocorrelation at lag order

**Anexo 201 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/3)\* para o RET/CE da empresa Klabin SA até 3º trimestre de 2010.**

```
. var retklabinsa ceklabinsa, noconstant lags(3/3)
```

Vector autoregression

Sample: 4 - 66  
 Log likelihood = -262.0496  
 FPE = 15.96352  
 Det(sigma\_ml) = 14.05924

No. of obs = 63  
 AIC = 8.446018  
 HQIC = 8.499536  
 SBIC = 8.58209

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retklabinsa	2	.246669	0.1391	10.17514	0.0062
ceklabinsa	2	15.7178	0.7863	231.7376	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retklabinsa</b>						
retklabinsa L3.	-.1155971	.0913803	-1.27	0.206	-.2946991	.0635049
ceklabinsa L3.	.0030626	.0009606	3.19	0.001	.0011798	.0049453

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retklabinsa	.1907	0.382	1	0.53662
ceklabinsa	.84395	7.479	1	0.00624
ALL		7.860	2	0.01964

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	18.0389	4	0.00121
2	9.8441	4	0.04314
3	19.4070	4	0.00065
4	7.5375	4	0.11007

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 202 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/2)\* para o RET/GA da empresa Light SA até 3º trimestre de 2008.

```
. var retlightsa resgalight, noconstant lags(1/2)
```

Vector autoregression

Sample: 3 - 58  
 Log likelihood = 69.51228  
 FPE = .0003812  
 Det(Sigma\_ml) = .0002863

No. of obs = 56  
 AIC = -2.196867  
 HQIC = -2.084692  
 SBIC = -1.907531

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retlightsa	4	.198814	0.1853	12.73708	0.0126
resgalight	4	.09166	0.4677	49.2102	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retlightsa</b>						
retlightsa						
L1.	.2219272	.1091035	2.03	0.042	.0080883	.4357661
L2.	-.0936316	.097685	-0.96	0.338	-.2850906	.0978274
resgalight						
L1.	.5694125	.2841839	2.00	0.045	.0124223	1.126403
L2.	-.7804176	.2785647	-2.80	0.005	-1.326394	-.2344408

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retlightsa	.88266	7.272	1	0.00701
resgalight	5.1794	250.378	1	0.00000
ALL		257.650	2	0.00000

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	0.6813	4	0.95362
2	0.4264	4	0.98026
3	1.8419	4	0.76481
4	5.2221	4	0.26526

H0: no autocorrelation at lag order

**Anexo 203 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/2)\* para o RET/GA da empresa Light SA até 3º trimestre de 2009.**

```
. var retlightsa resgalight, noconstant lags(1/2)
```

Vector autoregression

Sample: 3 - 62  
 Log likelihood = 78.23659  
 FPE = .0003299  
 Det(Sigma\_ml) = .0002526

No. of obs = 60  
 AIC = -2.34122  
 HQIC = -2.231991  
 SBIC = -2.061974

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retlightsa	4	.192194	0.1900	14.06967	0.0071
resgalight	4	.088604	0.4739	54.03969	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retlightsa</b>						
retlightsa						
L1.	.2246331	.1053167	2.13	0.033	.0182162	.4310501
L2.	-.0963443	.0944568	-1.02	0.308	-.2814761	.0887875
resgalight						
L1.	.566478	.2746878	2.06	0.039	.0280997	1.104856
L2.	-.7930441	.2689252	-2.95	0.003	-1.320128	-.2659604

```
. varnorm, skewness
```

skewness test

Equation	skewness	chi2	df	Prob > chi2
retlightsa	.90574	8.204	1	0.00418
resgalight	5.2904	279.880	1	0.00000
ALL		288.084	2	0.00000

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	0.7228	4	0.94849
2	0.4920	4	0.97428
3	1.9401	4	0.74677
4	5.6396	4	0.22773

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 204 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/2)\* para o RET/GA da empresa Light SA até 3º trimestre de 2010.

```
. var retlightsa resgalight, noconstant lags(1/2)
```

Vector autoregression

Sample: 3 - 66  
 Log likelihood = 87.27226  
 FPE = .000288  
 Det(sigma\_ml) = .0002242

No. of obs = 64  
 AIC = -2.477258  
 HQIC = -2.370946  
 SBIC = -2.207398

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retlightsa	4	.186131	0.1882	14.83793	0.0050
resgalight	4	.085806	0.4801	59.08942	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retlightsa</b>						
retlightsa						
L1.	.2245971	.1020564	2.20	0.028	.0245703	.4246239
L2.	-.0958771	.0915603	-1.05	0.295	-.275332	.0835779
resgalight						
L1.	.5684131	.2654552	2.14	0.032	.0481305	1.088696
L2.	-.7866585	.2597967	-3.03	0.002	-1.295851	-.2774662

```
varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retlightsa	.92815	9.189	1	0.00243
resgalight	5.4171	313.016	1	0.00000
ALL		322.205	2	0.00000

  

```
varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	0.7663	4	0.94290
2	0.5278	4	0.97074
3	2.0752	4	0.72193
4	6.0146	4	0.19806

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 205 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (2/3)\* para o RET/GA da empresa Lojas Americanas até 3º trimestre de 2008.

```

. var retlojasameric galojasameric, noconstant lags(2/3)

```

Vector autoregression

Sample: 4 – 58 No. of obs = 55  
Log likelihood = -19.87766 AIC = 1.013733  
FPE = .0094522 HQIC = 1.126642  
Det(sigma\_ml) = .0070627 SBIC = 1.305709

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retlojasameric	4	.351808	0.1381	8.81596	0.0659
galojasameric	4	.273253	0.9618	1382.963	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
retlojasam~c					
retlojasam~c L2.	-.141928	.1357152	-1.05	0.296	-.4079248 .1240688
L3.	-.0759966	.116478	-0.65	0.514	-.3042893 .152296
galojasame~c					
L2.	.4895908	.1932786	2.53	0.011	.1107717 .8684099
L3.	-.410564	.1865512	-2.20	0.028	-.7761975 -.0449304

**varnorm, skewness**

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retlojasameric	1.6333	24.454	1	0.00000
galojasameric	-1.4717	19.853	1	0.00001
ALL		44.308	2	0.00000

**varlmar, mlag(4)**

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	20.4577	4	0.00041
2	14.2062	4	0.00667
3	15.5427	4	0.00370
4	3.7077	4	0.44700

H0: no autocorrelation at lag order



Anexo 207 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (2/3)\* para o RET/GA da empresa Lojas Americanas até 3º trimestre de 2010.

```
. var retlojasameric galojasameric, noconstant lags(2/3)
```

Vector autoregression

Sample: 4 - 66 No. of obs = 63  
 Log likelihood = -18.20988 AIC = .8320598  
 FPE = .0078806 HQIC = .9390954  
 Det(sigma\_ml) = .006111 SBIC = 1.104204

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retlojasameric	4	.339346	0.1300	9.414326	0.0515
galojasameric	4	.26155	0.9641	1690.36	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retlojasam~c</b>						
retlojasam~c						
L2.	-.1350906	.1276211	-1.06	0.290	-.3852234	.1150422
L3.	-.0719898	.1093161	-0.66	0.510	-.2862454	.1422659
<b>galojasame~c</b>						
L2.	.4670325	.1833565	2.55	0.011	.1076604	.8264047
L3.	-.3922223	.1782283	-2.20	0.028	-.7415434	-.0429012

  

```
varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retlojasameric	1.573	25.980	1	0.00000
galojasameric	-1.6284	27.841	1	0.00000
ALL		53.821	2	0.00000

  

```
varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	23.7559	4	0.00009
2	12.9199	4	0.01167
3	14.4208	4	0.00607
4	4.1665	4	0.38394

H0: no autocorrelation at lag order





Anexo 210 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (5/5) para o RET/CE da empresa Marcopolo até 3º trimestre de 2010.

```
. var retmarcopolo cemarcopolo, lags(5/5)
```

Vector autoregression

Sample: **6 - 66** No. of obs = **61**  
 Log likelihood = **-236.1662** AIC = **7.939877**  
 FPE = **9.624209** HQIC = **8.021248**  
 Det(sigma\_ml) = **7.904258** SBIC = **8.147504**

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retmarcopolo	3	.156221	0.1303	9.138384	0.0104
cemarcopolo	3	19.2182	0.2599	21.42107	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
<b>retmarcopolo</b>					
retmarcopolo L5.	-.0563517	.0847528	-0.66	0.506	-.2224641 .1097606
cemarcopolo L5.	-.0025851	.0009197	-2.81	0.005	-.0043877 -.0007825
_cons	.2504937	.0619711	4.04	0.000	.1290325 .3719549

**varnorm, skewness**

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retmarcopolo	-.2179	0.483	1	0.48718
cemarcopolo	-.22413	0.511	1	0.47482
ALL		0.993	2	0.60851

**varlmar, mlag(4)**

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	43.5016	4	0.00000
2	15.9290	4	0.00312
3	3.2501	4	0.51688
4	3.3094	4	0.50744

H0: no autocorrelation at lag order



Anexo 212 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/3)\* para o RET/ML da empresa Pão de Açúcar até 3º trimestre de 2009.

```
. var retpacucarcbd mlpacucarcbd, noconstant lags(1/3)
```

Vector autoregression

Sample: 12 - 62  
 Log likelihood = -1.087079  
 FPE = .0057397  
 Det(sigma\_ml) = .0035774

No. of obs = 51  
 AIC = .5132188  
 HQIC = .6869147  
 SBIC = .967766

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retpacucarcbd	6	.141982	0.2775	19.58865	0.0033
mlpacucarcbd	6	.485302	0.9729	1831.766	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retpacucar~d</b>						
retpacucar~d						
L1.	.2353677	.1337894	1.76	0.079	-.0268547	.4975901
L2.	-.2425442	.134944	-1.80	0.072	-.5070296	.0219411
L3.	.1347538	.1374692	0.98	0.327	-.1346808	.4041884
<b>mlpacucarcbd</b>						
L1.	.11586	.0408173	2.84	0.005	.0358595	.1958605
L2.	-.2246395	.0667803	-3.36	0.001	-.3555265	-.0937525
L3.	.1204374	.0394047	3.06	0.002	.0432056	.1976691

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	.10834	0.100	1	0.75211
mlpacucarcbd	-1.4553	18.003	1	0.00002
ALL		18.103	2	0.00012

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	1.4145	4	0.84167
2	4.8922	4	0.29854
3	0.9861	4	0.91189
4	8.3943	4	0.07816

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 213 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/3)\* para o RET/ML da empresa Pão de Açúcar até 3º trimestre de 2010.

```
. var retpacucarcbd mlpacucarcbd, noconstant lags(1/3)
```

Vector autoregression

Sample: 12 - 66

Log likelihood =	-.3201404	No. of obs =	55
FPE =	.005375	AIC =	.4480051
Det(sigma_m) =	.0034682	HQIC =	.6173692
		SBIC =	.8859687

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retpacucarcbd	6	.140237	0.2833	21.7411	0.0013
mlpacucarcbd	6	.476921	0.9729	1976.865	0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retpacucar~d</b>						
retpacucar~d						
L1.	.2850053	.1268932	2.25	0.025	.0362991	.5337115
L2.	-.2140251	.1285675	-1.66	0.096	-.4660129	.0379626
L3.	.104377	.1281842	0.81	0.415	-.1468594	.3556135
<b>mlpacucarcbd</b>						
L1.	.1146933	.0396624	2.89	0.004	.0369564	.1924303
L2.	-.2189427	.0653887	-3.35	0.001	-.3471022	-.0907831
L3.	.1168501	.0384657	3.04	0.002	.0414587	.1922416

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retpacucarcbd	.09108	0.076	1	0.78273
mlpacucarcbd	-1.3651	17.083	1	0.00004
ALL		17.159	2	0.00019

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	2.5090	4	0.64303
2	4.8354	4	0.30460
3	0.9205	4	0.92160
4	8.3709	4	0.07890

H0: no autocorrelation at lag order



Anexo 215 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/3)\* para o RET/ML da empresa Petrobrás até 3º trimestre de 2009.

```
. var retpetrobras mlpetrobras, noconstant lags(3/3)
```

Vector autoregression

Sample: 4 - 62  
 Log likelihood = -195.3419  
 FPE = 2.949539  
 Det(sigma\_ml) = 2.575397

No. of obs = 59  
 AIC = 6.757351  
 HQIC = 6.812333  
 SBIC = 6.898201

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retpetrobras	2	.188918	0.0726	4.617863	0.0994
mlpetrobras	2	9.21224	0.6117	92.95745	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
retpetrobras						
retpetrobras L3.	-.0686444	.0858386	-0.80	0.424	-.2368849	.0995962
mlpetrobras						
mlpetrobras L3.	.003804	.0017762	2.14	0.032	.0003227	.0072854

```
varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retpetrobras	.94778	8.833	1	0.00296
mlpetrobras	-.56521	3.141	1	0.07633
ALL		11.974	2	0.00251

  

```
varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	38.6979	4	0.00000
2	17.2094	4	0.00176
3	7.9731	4	0.09257
4	7.2699	4	0.12229

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 216 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/3)\* para o RET/ML da empresa Petrobrás até 3º trimestre de 2010.

```
. var retpetrobras mlpetrobras, noconstant lags(3/3)
```

Vector autoregression

Sample: 4 - 66

Log likelihood = -206.1444

FPE = 2.706186

Det(sigma\_ml) = 2.383366

No. of obs = 63

AIC = 6.671252

HQIC = 6.72477

SBIC = 6.807324

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retpetrobras	2	.185797	0.0612	4.105473	0.1284
mlpetrobras	2	8.94532	0.6383	111.1588	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retpetrobras</b>						
retpetrobras L3.	-.0678122	.0842141	-0.81	0.421	-.2328689	.0972444
mlpetrobras L3.	.0034182	.0016935	2.02	0.044	.000099	.0067373

**varnorm, skewness**

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retpetrobras	.95669	9.610	1	0.00193
mlpetrobras	-.54431	3.111	1	0.07777
ALL		12.721	2	0.00173

**varlmar, mlag(4)**

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	40.7791	4	0.00000
2	17.9741	4	0.00125
3	8.7030	4	0.06897
4	7.8587	4	0.09689

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 217 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (2/3)\* para o RET/GA da empresa Randon Part até 3º trimestre de 2008.

```
. var retrandonpart garandonpart, noconstant lags(2/3)
```

Vector autoregression

Sample: 10 - 58  
 Log likelihood = 2.798992  
 FPE = .0042419  
 Det(Sigma\_ml) = .003058

No. of obs = 49  
 AIC = .212286  
 HQIC = .3294704  
 SBIC = .5211547

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retrandonpart	4	.200102	0.3248	23.5717	0.0001
garandonpart	4	.302972	0.9516	962.8291	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
retrandonpart						
retrandonpart						
L2.	-.0012031	.1392403	-0.01	0.993	-.2741091	.2717028
L3.	-.1091923	.1579817	-0.69	0.489	-.4188309	.2004462
garandonpart						
L2.	.3336061	.1199402	2.78	0.005	.0985278	.5686845
L3.	-.2374038	.1165145	-2.04	0.042	-.465768	-.0090396

**varnorm, skewness**

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retrandonpart	-.30343	0.752	1	0.38588
garandonpart	.02538	0.005	1	0.94218
ALL		0.757	2	0.68483

  

**varlmar, mlag(4)**

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	23.0395	4	0.00012
2	9.3161	4	0.05367
3	6.9840	4	0.13673
4	4.5561	4	0.33595

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 218– Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (2/3)\* para o RET/GA da empresa Randon Part até 3º trimestre de 2009.

```
. var retrandonpart garandonpart, noconstant lags(2/3)
```

Vector autoregression

Sample: 10 – 62  
 Log likelihood = -1.927824  
 FPE = .0049889  
 Det(sigma\_ml) = .0036868

No. of obs = 53  
 AIC = .3746349  
 HQIC = .4890015  
 SBIC = .6720374

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retrandonpart	4	.223631	0.2669	19.29854	0.0007
garandonpart	4	.295506	0.9532	1080.163	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retrandonp~t</b>						
retrandonp~t						
L2.	-.0609887	.1460506	-0.42	0.676	-.3472426	.2252653
L3.	-.1007997	.1611997	-0.63	0.532	-.4167452	.2151459
garandonpart						
L2.	.3230695	.1311202	2.46	0.014	.0660786	.5800604
L3.	-.2287614	.1288767	-1.78	0.076	-.481355	.0238323

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retrandonpart	-.54466	2.620	1	0.10549
garandonpart	.03246	0.009	1	0.92314
ALL		2.630	2	0.26850

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	25.2208	4	0.00005
2	9.8989	4	0.04217
3	6.8175	4	0.14585
4	3.6912	4	0.44940

H0: no autocorrelation at lag order



Anexo 220 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (2/2) para o RET/ROE da empresa Sid Nacional até 3º trimestre de 2008.

```

var retnacional resroesidnacional, lags(2/2)

```

Vector autoregression

Sample: 3 - 58  
Log likelihood = -183.0782  
FPE = 2.936575  
det(sigma\_ml) = 2.369675

No. of obs = 56  
AIC = 6.752793  
HQIC = 6.836924  
SBIC = 6.969795

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retnacional	3	.205205	0.0916	5.643756	0.0595
resroesidnacio~1	3	7.93541	0.2484	18.50312	0.0001

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
retnacio~1						
retnacio~1 L2.	-.0645795	.0949281	-0.68	0.496	-.250635	.1214761
resroesidn~1 L2.	-.0066085	.0029509	-2.24	0.025	-.0123921	-.0008249
_cons	.106934	.0308379	3.47	0.001	.0464928	.1673752

  

```

varnorm, skewness

```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retnacional	.73935	5.102	1	0.02390
resroesidnacional	-.58168	3.158	1	0.07556
ALL		8.260	2	0.01608

  

```

varlmar, mlag(4)

```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	23.2694	4	0.00011
2	20.1630	4	0.00046
3	6.3138	4	0.17690
4	19.8675	4	0.00053

H0: no autocorrelation at lag order



Anexo 222 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (3/3) para o RET/ROE da empresa Sid Nacional até 3º trimestre de 2010.

```
. var retsidnacional resroesidnacional, lags(3/3)
```

Vector autoregression

Sample: 4 - 66  
 Log likelihood = -228.97  
 FPE = 5.95216  
 Det(Sigma\_ml) = 4.919141

No. of obs = 63  
 AIC = 7.459364  
 HQIC = 7.539641  
 SBIC = 7.663472

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retsidnacional	3	.200044	0.1825	14.06417	0.0009
resroesidnacio~1	3	11.7175	0.1155	8.225798	0.0164

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
retsidnaci~1						
retsidnaci~1 L3.	-.258226	.0867252	-2.98	0.003	-.4282042	-.0882478
resroesidn~1						
resroesidn~1 L3.	-.0048509	.0020076	-2.42	0.016	-.0087857	-.0009161
_cons	.139946	.0274746	5.09	0.000	.0860968	.1937953

```
. varnorm, skewness
```

skewness test

Equation	skewness	chi2	df	Prob > chi2
retsidnacional	.09037	0.086	1	0.76964
resroesidnacional	.70719	5.251	1	0.02193
ALL		5.337	2	0.06936

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	39.3599	4	0.00000
2	10.3157	4	0.03543
3	2.8352	4	0.58578
4	7.5314	4	0.11033

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 223 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/1) para o RET/ROE da empresa Souza Cruz até 3º trimestre de 2008.

```
. var retsouzacruz resroesouzacruz, lags(1/1)
```

Vector autoregression

Sample: 4 - 58  
 Log likelihood = -139.5347  
 FPE = .6815626  
 Det(Sigma\_ml) = .5478434

No. of obs = 55  
 AIC = 5.29217  
 HQIC = 5.376852  
 SBIC = 5.511152

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retsouzacruz	3	.126715	0.1120	6.938008	0.0311
resroesouzacruz	3	6.21593	0.6239	91.25349	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retsouzacruz</b>						
retsouzacruz L1.	-.1720284	.131202	-1.31	0.190	-.4291796	.0851228
resroesou~z L1.	.0044472	.0017451	2.55	0.011	.0010268	.0078675
_cons	.0943278	.0201222	4.69	0.000	.054889	.1337666

**varnorm, skewness**

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retsouzacruz	.14982	0.206	1	0.65012
resroesouzacruz	-.2048	0.384	1	0.53521
ALL		0.590	2	0.74444

**varlmar, mlag(4)**

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	2.6794	4	0.61283
2	4.1895	4	0.38096
3	0.7987	4	0.93863
4	3.9591	4	0.41157

H0: no autocorrelation at lag order





Anexo 226 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (5/5) para o RET/LC da empresa Telef Brasil até 3º trimestre de 2008.

```
. var rettelefbrasil lctelefbrasil, lags(5/5)
```

Vector autoregression

Sample: 6 - 58  
 Log likelihood = 33.4948  
 FPE = .001215  
 Det(sigma\_ml) = .0009686

No. of obs = 53  
 AIC = -1.03754  
 HQIC = -.9517646  
 SBIC = -.8144877

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
rettelefbrasil	3	.156665	0.1073	6.371358	0.0414
lctelefbrasil	3	.211186	0.0413	2.284581	0.3191

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
rettelefbr~1						
rettelefbr~1 L5.	-.0886772	.0820527	-1.08	0.280	-.2494976	.0721431
lctelefbra~1						
lctelefbra~1 L5.	-.2233012	.0891722	-2.50	0.012	-.3980754	-.0485269
_cons	.2510037	.0789961	3.18	0.001	.0961741	.4058332

varnorm, skewness

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
rettelefbrasil	.7399	4.836	1	0.02788
lctelefbrasil	.88492	6.917	1	0.00854
ALL		11.753	2	0.00280

varlmar, mlag(4)

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	26.8751	4	0.00002
2	12.0362	4	0.01708
3	4.4260	4	0.35141
4	3.1233	4	0.53741

H0: no autocorrelation at lag order



Anexo 228 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (5/5) para o RET/LC da empresa Telef Brasil até 3º trimestre de 2010.

```
. var rettelefbrasil lctelefbrasil, lags(5/5)
```

Vector autoregression

Sample: 6 - 66	No. of obs	=	61
Log likelihood = 41.0602	AIC	=	-1.149515
FPE = .0010862	HQIC	=	-1.068144
Det(sigma_ml) = .000892	SBIC	=	-.941888

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
rettelefbrasil	3	.149603	0.0954	6.432883	0.0401
lctelefbrasil	3	.210612	0.0720	4.735601	0.0937

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
rettelefbr~1 rettelefbr~1 L5.	-.073679	.077455	-0.95	0.341	-.2254879 .07813
lctelefbra~1 L5.	-.1922795	.075986	-2.53	0.011	-.3412092 -.0433498
_cons	.2248587	.0705037	3.19	0.001	.0866739 .3630435

**varnorm, skewness**

skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
rettelefbrasil	.77108	6.045	1	0.01395
lctelefbrasil	.73407	5.478	1	0.01925
ALL		11.523	2	0.00315

**varlmar, mlag(4)**

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	31.6454	4	0.00000
2	14.8893	4	0.00494
3	4.7469	4	0.31427
4	3.0600	4	0.54783

H0: no autocorrelation at lag order



Anexo 230 – Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/2)\* para o RET/ROE da empresa Usiminas até 3º trimestre de 2009.

```
. var retusiminas roeusiminas, noconstant lags(1/2)
```

Vector autoregression

Sample: 3 - 62  
 Log likelihood = -203.5084  
 FPE = 3.954764  
 Det(sigma\_ml) = 3.027866

No. of obs = 60  
 AIC = 7.050279  
 HQIC = 7.159507  
 SBIC = 7.329525

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retusiminas	4	.24503	0.2393	18.87487	0.0008
roeusiminas	4	7.69994	0.9211	700.8302	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retusiminas</b>						
retusiminas						
L1.	.2533338	.1237338	2.05	0.041	.01082	.4958476
L2.	-.1199753	.0928393	-1.29	0.196	-.301937	.0619864
roeusiminas						
L1.	.0110803	.0040458	2.74	0.006	.0031506	.01901
L2.	-.008501	.0039322	-2.16	0.031	-.0162079	-.000794

```
. varnorm, skewness
```

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
retusiminas	.70015	4.902	1	0.02682
roeusiminas	.62053	3.851	1	0.04973
ALL		8.753	2	0.01257

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	3.2214	4	0.52148
2	4.7480	4	0.31415
3	14.0645	4	0.00709
4	7.1633	4	0.12751

H0: no autocorrelation at lag order

Anexo 231– Saída do Stata – Estimação do Modelo VAR (1/2)\* para o RET/ROE da empresa Usiminas até 3º trimestre de 2010.

```
. var retusiminas roeusiminas, noconstant lags(1/2)
```

Vector autoregression

Sample: 3 - 66  
 Log likelihood = -213.3569  
 FPE = 3.462447  
 Det(Sigma\_ml) = 2.695676

No. of obs = 64  
 AIC = 6.917403  
 HQIC = 7.023715  
 SBIC = 7.187264

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
retusiminas	4	.23752	0.2382	20.00725	0.0005
roeusiminas	4	7.46039	0.9214	750.6069	0.0000

  

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>retusiminas</b>						
retusiminas						
L1.	.2587227	.1198442	2.16	0.031	.0238325	.493613
L2.	-.1175207	.0899194	-1.31	0.191	-.2937594	.058718
roeusiminas						
L1.	.0108772	.0039123	2.78	0.005	.0032093	.0185451
L2.	-.0083304	.003803	-2.19	0.028	-.0157842	-.0008766

```
. varnorm, skewness
```

skewness test

Equation	skewness	chi2	df	Prob > chi2
retusiminas	.72086	5.543	1	0.01856
roeusiminas	.63535	4.306	1	0.03798
ALL		9.849	2	0.00727

  

```
. varlmar, mlag(4)
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	3.3335	4	0.50364
2	4.8248	4	0.30575
3	14.9512	4	0.00480
4	7.9462	4	0.09357

H0: no autocorrelation at lag order





Anexo 234 – Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Ambev nos três momentos de análise.

```
. . dmariano retambevev retambevu ambevm, crit(MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retambevev
Competing forecasts: retambevu versus ambevm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retambevu              6.764
ambevm                 1.664
Difference              5.1

By this criterion, ambevm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =          3.78   p-value = 0.0002

. . dmariano retambevev retambevu ambevm, crit(MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retambevev
Competing forecasts: retambevu versus ambevm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retambevu              .235
ambevm                 .0876
Difference              .1474

By this criterion, ambevm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =          22.29   p-value = 0.0000

. . dmariano retambevev retambevu ambevm, crit(MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retambevev
Competing forecasts: retambevu versus ambevm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retambevu              1.528
ambevm                 .9723
Difference              .5554

By this criterion, ambevm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =          2.166   p-value = 0.0303

. . dmariano retambevev retambevu ambevm, crit(MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retambevev
Competing forecasts: retambevu versus ambevm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retambevu              .05905
ambevm                 .0711
Difference              -.01204

By this criterion, retambevev is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =          -1.183   p-value = 0.2369

. . dmariano retambevev retambevu ambevm, crit(MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retambevev
Competing forecasts: retambevu versus ambevm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retambevu              1.77
ambevm                 2.098
Difference              -.3278

By this criterion, retambevev is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =          -4.901   p-value = 0.0000

. . dmariano retambevev retambevu ambevm, crit(MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retambevev
Competing forecasts: retambevu versus ambevm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retambevu              .07177
ambevm                 .07822
Difference              -.006444

By this criterion, retambevev is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =          -1.823   p-value = 0.0683
```

Anexo 235 – Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Braskem nos três momentos de análise.

```

. . dmariano retbraskem retbraskemu braskemm, crit(MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retbraskem
Competing forecasts: retbraskemu versus braskemm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett
Series                MAPE
-----
retbraskemu           .9467
braskemm              .8846
Difference             .06211
By this criterion, braskemm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = .4831   p-value = 0.6290

. . dmariano retbraskem retbraskemu braskemm, crit(MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retbraskem
Competing forecasts: retbraskemu versus braskemm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett
Series                MAE
-----
retbraskemu           .296
braskemm              .253
Difference             .04297
By this criterion, braskemm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = .8964   p-value = 0.3700

```

```

. . dmariano retbraskem retbraskemu braskemm, crit(MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retbraskem
Competing forecasts: retbraskemu versus braskemm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett
Series                MAPE
-----
retbraskemu           .9072
braskemm              1.908
Difference            -1.001
By this criterion, retbraskemu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -8.111   p-value = 0.0000

. . dmariano retbraskem retbraskemu braskemm, crit(MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retbraskem
Competing forecasts: retbraskemu versus braskemm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett
Series                MAE
-----
retbraskemu           .1272
braskemm              .2524
Difference            -.1252
By this criterion, retbraskemu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -7.596   p-value = 0.0000

```

```

. . dmariano retbraskem retbraskemu braskemm, crit(MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retbraskem
Competing forecasts: retbraskemu versus braskemm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett
Series                MAPE
-----
retbraskemu           .6816
braskemm              .8903
Difference            -.2087
By this criterion, retbraskemu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -.7236   p-value = 0.4693

. . dmariano retbraskem retbraskemu braskemm, crit(MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retbraskem
Competing forecasts: retbraskemu versus braskemm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett
Series                MAE
-----
retbraskemu           .1274
braskemm              .1591
Difference            -.03175
By this criterion, retbraskemu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -.5619   p-value = 0.5742

```

Anexo 236 – Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Cemig nos três momentos de análise.

```

. . dmariano retcemig retcemigu cemigm, crit(MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retcemig
Competing forecasts: retcemigu versus cemigm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retcemigu              .8471
cemigm                 2.228
Difference              -1.381

By this criterion, retcemigu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -5.279   p-value = 0.0000

. . dmariano retcemig retcemigu cemigm, crit(MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retcemig
Competing forecasts: retcemigu versus cemigm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retcemigu              .0437
cemigm                 .08646
Difference              -.04277

By this criterion, retcemigu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -2.078   p-value = 0.0377

. . dmariano retcemig retcemigu cemigm, crit(MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retcemig
Competing forecasts: retcemigu versus cemigm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retcemigu              1.024
cemigm                 10.85
Difference              -9.825

By this criterion, retcemigu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -2.895   p-value = 0.0038

. . dmariano retcemig retcemigu cemigm, crit(MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retcemig
Competing forecasts: retcemigu versus cemigm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retcemigu              .03617
cemigm                 .04344
Difference              -.007274

By this criterion, retcemigu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -.5108   p-value = 0.6095

. . dmariano retcemig retcemigu cemigm, crit(MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retcemig
Competing forecasts: retcemigu versus cemigm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retcemigu              .9882
cemigm                 1.305
Difference              -.3163

By this criterion, retcemigu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -1.967   p-value = 0.0492

. . dmariano retcemig retcemigu cemigm, crit(MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retcemig
Competing forecasts: retcemigu versus cemigm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retcemigu              .0732
cemigm                 .06584
Difference              .007364

By this criterion, cemigm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =       .775   p-value = 0.4383

```

Anexo 237– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Eletrobrás nos três momentos de análise.

```

. . dmariano reteleetrobras reteleetrobrasu eletrobrasm, crit(MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : reteleetrobras
Competing forecasts: reteleetrobrasu versus eletrobrasm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
reteleetrobrasu      .8205
eletrobrasm          2.523
Difference            -1.702

By this criterion, reteleetrobrasu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -1.788   p-value = 0.0737

. . dmariano reteleetrobras reteleetrobrasu eletrobrasm, crit(MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : reteleetrobras
Competing forecasts: reteleetrobrasu versus eletrobrasm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
reteleetrobrasu      .04024
eletrobrasm          .04182
Difference            -.001585

By this criterion, reteleetrobrasu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -.2244   p-value = 0.8225

```

```

. . dmariano reteleetrobras reteleetrobrasu eletrobrasm, crit(MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : reteleetrobras
Competing forecasts: reteleetrobrasu versus eletrobrasm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
reteleetrobrasu      1.108
eletrobrasm          1.383
Difference            -.2747

By this criterion, reteleetrobrasu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -2.69   p-value = 0.0071

. . dmariano reteleetrobras reteleetrobrasu eletrobrasm, crit(MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : reteleetrobras
Competing forecasts: reteleetrobrasu versus eletrobrasm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
reteleetrobrasu      .09806
eletrobrasm          .1117
Difference            -.01368

By this criterion, reteleetrobrasu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -1.866   p-value = 0.0620

```

```

. . dmariano reteleetrobras reteleetrobrasu eletrobrasm, crit(MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : reteleetrobras
Competing forecasts: reteleetrobrasu versus eletrobrasm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
reteleetrobrasu      1.009
eletrobrasm          1.148
Difference            -.1385

By this criterion, reteleetrobrasu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -2.302   p-value = 0.0213

. . dmariano reteleetrobras reteleetrobrasu eletrobrasm, crit(MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : reteleetrobras
Competing forecasts: reteleetrobrasu versus eletrobrasm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
reteleetrobrasu      .06896
eletrobrasm          .07814
Difference            -.009178

By this criterion, reteleetrobrasu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -1.714   p-value = 0.0866

```

Anexo 238– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Gerdaum nos três momentos de análise.

```

. . dmariano retgerdau retgerdauu gerdaum, crit(MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retgerdau
Competing forecasts: retgerdau versus gerdaum
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retgerdau              3.268
gerdaum                7.165
Difference             -3.897

By this criterion, retgerdau is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -2.878 p-value = 0.0040

. . dmariano retgerdau retgerdauu gerdaum, crit(MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retgerdau
Competing forecasts: retgerdau versus gerdaum
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retgerdau              .1928
gerdaum                .2599
Difference             -.06713

By this criterion, retgerdau is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -2.978 p-value = 0.0029

. . dmariano retgerdau retgerdauu gerdaum, crit(MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retgerdau
Competing forecasts: retgerdau versus gerdaum
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retgerdau              5.164
gerdaum                1.054
Difference             4.109

By this criterion, gerdaum is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = 4.723 p-value = 0.0000

. . dmariano retgerdau retgerdauu gerdaum, crit(MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retgerdau
Competing forecasts: retgerdau versus gerdaum
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retgerdau              .1672
gerdaum                .06469
Difference             .1025

By this criterion, gerdaum is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = 5.357 p-value = 0.0000

. . dmariano retgerdau retgerdauu gerdaum, crit(MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retgerdau
Competing forecasts: retgerdau versus gerdaum
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retgerdau              2.134
gerdaum                1.789
Difference             .3453

By this criterion, gerdaum is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = 6.298 p-value = 0.0000

. . dmariano retgerdau retgerdauu gerdaum, crit(MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retgerdau
Competing forecasts: retgerdau versus gerdaum
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retgerdau              .2387
gerdaum                .2088
Difference             .02991

By this criterion, gerdaum is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = 12.01 p-value = 0.0000

```

Anexo 239– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Gerda Met nos três momentos de análise.

```

- dmariano retgerdaumet retgerdaumetu gerdaumetm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retgerdaumet
Competing forecasts: retgerdaumetu versus gerdaumetm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion Kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retgerdaumetu         1.776
gerdaumetm             2.074
Difference             -.2974

By this criterion, retgerdaumetu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -.9146 p-value = 0.3604

- dmariano retgerdaumet retgerdaumetu gerdaumetm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retgerdaumet
Competing forecasts: retgerdaumetu versus gerdaumetm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion Kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retgerdaumetu         .1836
gerdaumetm            .3194
Difference             -.1357

By this criterion, retgerdaumetu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -3.37 p-value = 0.0008

- dmariano retgerdaumet retgerdaumetu gerdaumetm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retgerdaumet
Competing forecasts: retgerdaumetu versus gerdaumetm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion Kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retgerdaumetu         7.172
gerdaumetm            19.43
Difference             -12.26

By this criterion, retgerdaumetu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -5.55 p-value = 0.0000

- dmariano retgerdaumet retgerdaumetu gerdaumetm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retgerdaumet
Competing forecasts: retgerdaumetu versus gerdaumetm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion Kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retgerdaumetu         .1621
gerdaumetm            .399
Difference             -.2369

By this criterion, retgerdaumetu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -7.201 p-value = 0.0000

- dmariano retgerdaumet retgerdaumetu gerdaumetm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retgerdaumet
Competing forecasts: retgerdaumetu versus gerdaumetm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion Kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retgerdaumetu         2.571
gerdaumetm            2.459
Difference             .1119

By this criterion, gerdaumetm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = .491 p-value = 0.6234

- dmariano retgerdaumet retgerdaumetu gerdaumetm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retgerdaumet
Competing forecasts: retgerdaumetu versus gerdaumetm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion Kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retgerdaumetu         .2425
gerdaumetm            .2035
Difference             .03896

By this criterion, gerdaumetm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = 1.131 p-value = 0.2583

```

Anexo 240– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Klabin SA nos três momentos de análise.

```
. dmariano retklabinsa retklabinsau klabinsam, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retklabinsa
Competing forecasts: retklabinsau versus klabinsam
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retklabinsau          .6807
klabinsam              1.264
Difference             -.5828

By this criterion, retklabinsau is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -5.695   p-value = 0.0000

. dmariano retklabinsa retklabinsau klabinsam, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retklabinsa
Competing forecasts: retklabinsau versus klabinsam
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retklabinsau          .07184
klabinsam              .1437
Difference             -.07191

By this criterion, retklabinsau is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -2.189   p-value = 0.0286

. dmariano retklabinsa retklabinsau klabinsam, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retklabinsa
Competing forecasts: retklabinsau versus klabinsam
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retklabinsau          .7973
klabinsam              1.019
Difference             -.2214

By this criterion, retklabinsau is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -1.567   p-value = 0.1171

. dmariano retklabinsa retklabinsau klabinsam, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retklabinsa
Competing forecasts: retklabinsau versus klabinsam
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retklabinsau          .08037
klabinsam              .09914
Difference             -.01876

By this criterion, retklabinsau is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -3.162   p-value = 0.0016

. dmariano retklabinsa retklabinsau klabinsam, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retklabinsa
Competing forecasts: retklabinsau versus klabinsam
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retklabinsau          1.079
klabinsam              .6137
Difference             .4655

By this criterion, klabinsam is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =       2.635   p-value = 0.0084

. dmariano retklabinsa retklabinsau klabinsam, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retklabinsa
Competing forecasts: retklabinsau versus klabinsam
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retklabinsau          .0913
klabinsam              .07218
Difference             .01912

By this criterion, klabinsam is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =       1.793   p-value = 0.0730
```

Anexo 241– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Light SA nos três momentos de análise.

```

. dmariano retlightsa retlightsau lightsam, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retlightsa
Competing forecasts: retlightsau versus lightsam
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retlightsau           1.521
lightsam              .5298
Difference             .9909

By this criterion, lightsam is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      3.483   p-value = 0.0005

. dmariano retlightsa retlightsau lightsam, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retlightsa
Competing forecasts: retlightsau versus lightsam
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retlightsau           .0776
lightsam              .04431
Difference             .0333

By this criterion, lightsam is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =     13.3   p-value = 0.0000

. dmariano retlightsa retlightsau lightsam, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retlightsa
Competing forecasts: retlightsau versus lightsam
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retlightsau           .9139
lightsam              1.538
Difference            -.6244

By this criterion, retlightsau is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =     -4.4   p-value = 0.0000

. dmariano retlightsa retlightsau lightsam, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retlightsa
Competing forecasts: retlightsau versus lightsam
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retlightsau           .03476
lightsam              .04618
Difference            -.01142

By this criterion, retlightsau is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =    -2.378   p-value = 0.0174

. dmariano retlightsa retlightsau lightsam, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retlightsa
Competing forecasts: retlightsau versus lightsam
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retlightsau           .9723
lightsam              .9039
Difference             .0684

By this criterion, lightsam is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =     7.637   p-value = 0.0000

. dmariano retlightsa retlightsau lightsam, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retlightsa
Competing forecasts: retlightsau versus lightsam
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retlightsau           .1054
lightsam              .09641
Difference             .009003

By this criterion, lightsam is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =     4.538   p-value = 0.0000

```

Anexo 242 – Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Lojas Americanas nos três momentos de análise.

```
. dmariano retlojasameric retlojasamericu lojasamericm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retlojasameric
Competing forecasts: retlojasamericu versus lojasamericm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retlojasamericu      .955
lojasamericm         3.843
Difference            -2.888

By this criterion, retlojasamericu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -2.764   p-value = 0.0057

. dmariano retlojasameric retlojasamericu lojasamericm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retlojasameric
Competing forecasts: retlojasamericu versus lojasamericm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retlojasamericu      .2468
lojasamericm         .2963
Difference            -.04945

By this criterion, retlojasamericu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -1.16   p-value = 0.2459
```

```
. dmariano retlojasameric retlojasamericu lojasamericm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retlojasameric
Competing forecasts: retlojasamericu versus lojasamericm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retlojasamericu      .98
lojasamericm         4.363
Difference            -3.384

By this criterion, retlojasamericu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -2.782   p-value = 0.0054

. dmariano retlojasameric retlojasamericu lojasamericm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retlojasameric
Competing forecasts: retlojasamericu versus lojasamericm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retlojasamericu      .1059
lojasamericm         .1002
Difference            .005654

By this criterion, lojasamericm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = .467   p-value = 0.6405
```

```
. dmariano retlojasameric retlojasamericu lojasamericm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retlojasameric
Competing forecasts: retlojasamericu versus lojasamericm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retlojasamericu      .913
lojasamericm         2.498
Difference            -1.585

By this criterion, retlojasamericu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -1.772   p-value = 0.0764

. dmariano retlojasameric retlojasamericu lojasamericm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retlojasameric
Competing forecasts: retlojasamericu versus lojasamericm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retlojasamericu      .08228
lojasamericm         .1
Difference            -.01774

By this criterion, retlojasamericu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -1.804   p-value = 0.0712
```

Anexo 243– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Marcopolo nos três momentos de análise.

```
. dmariano retmarcopolo retmarcopolou marcopolom, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retmarcopolo
Competing forecasts: retmarcopolou versus marcopolom
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retmarcopolou         1.131
marcopolom             1.112
Difference              .01873

By this criterion, marcopolom is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = .4015   p-value = 0.6881

. dmariano retmarcopolo retmarcopolou marcopolom, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retmarcopolo
Competing forecasts: retmarcopolou versus marcopolom
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retmarcopolou         .2561
marcopolom             .2602
Difference              -.004099

By this criterion, retmarcopolou is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -.2677   p-value = 0.7890
```

```
. dmariano retmarcopolo retmarcopolou marcopolom, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retmarcopolo
Competing forecasts: retmarcopolou versus marcopolom
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retmarcopolou         .56
marcopolom             .5402
Difference              .01976

By this criterion, marcopolom is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = .2927   p-value = 0.7697

. dmariano retmarcopolo retmarcopolou marcopolom, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retmarcopolo
Competing forecasts: retmarcopolou versus marcopolom
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retmarcopolou         .1232
marcopolom             .1044
Difference              .01872

By this criterion, marcopolom is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = 1.75   p-value = 0.0801
```

```
. dmariano retmarcopolo retmarcopolou marcopolom, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retmarcopolo
Competing forecasts: retmarcopolou versus marcopolom
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retmarcopolou         6.761
marcopolom            10.49
Difference             -3.726

By this criterion, retmarcopolou is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -3.37   p-value = 0.0008

. dmariano retmarcopolo retmarcopolou marcopolom, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retmarcopolo
Competing forecasts: retmarcopolou versus marcopolom
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retmarcopolou         .1105
marcopolom             .1722
Difference              -.06171

By this criterion, retmarcopolou is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -10.79   p-value = 0.0000
```

Anexo 244– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Pão de Açúcar nos três momentos de análise.

```
. dmariano retpacucarcbd retpacucarcbdu pacucarcbdm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retpacucarcbd
Competing forecasts: retpacucarcbdu versus pacucarcbdm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retpacucarcbdu        1.205
pacucarcbdm           .837
Difference             .368

By this criterion, pacucarcbdm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =                1.6   p-value = 0.1096

. dmariano retpacucarcbd retpacucarcbdu pacucarcbdm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retpacucarcbd
Competing forecasts: retpacucarcbdu versus pacucarcbdm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retpacucarcbdu        .1502
pacucarcbdm           .1365
Difference             .01373

By this criterion, pacucarcbdm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =                .7358  p-value = 0.4618
```

```
. dmariano retpacucarcbd retpacucarcbdu pacucarcbdm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retpacucarcbd
Competing forecasts: retpacucarcbdu versus pacucarcbdm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retpacucarcbdu        1.134
pacucarcbdm           1.252
Difference            -.1172

By this criterion, retpacucarcbdu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =               -1.703  p-value = 0.0885

. dmariano retpacucarcbd retpacucarcbdu pacucarcbdm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retpacucarcbd
Competing forecasts: retpacucarcbdu versus pacucarcbdm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retpacucarcbdu        .09998
pacucarcbdm           .1187
Difference            -.01871

By this criterion, retpacucarcbdu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =               -2.354  p-value = 0.0186
```

```
. dmariano retpacucarcbd retpacucarcbdu pacucarcbdm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retpacucarcbd
Competing forecasts: retpacucarcbdu versus pacucarcbdm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retpacucarcbdu        1.333
pacucarcbdm           1.111
Difference             .2223

By this criterion, pacucarcbdm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =                1.721  p-value = 0.0852

. dmariano retpacucarcbd retpacucarcbdu pacucarcbdm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retpacucarcbd
Competing forecasts: retpacucarcbdu versus pacucarcbdm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retpacucarcbdu        .07044
pacucarcbdm           .05688
Difference             .01356

By this criterion, pacucarcbdm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =                1.518  p-value = 0.1290
```

Anexo 245– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Petrobrás nos três momentos de análise.

```
. dmariano retpetrobras retpetrobrasu petrobrasm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retpetrobras
Competing forecasts: retpetrobrasu versus petrobrasm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retpetrobrasu         1.05
petrobrasm             .7205
Difference             .3296

By this criterion, petrobrasm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = .7438   p-value = 0.4570

. dmariano retpetrobras retpetrobrasu petrobrasm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retpetrobras
Competing forecasts: retpetrobrasu versus petrobrasm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retpetrobrasu         .1062
petrobrasm             .1745
Difference             -.06824

By this criterion, retpetrobrasu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -2.702   p-value = 0.0069
```

```
. dmariano retpetrobras retpetrobrasu petrobrasm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retpetrobras
Competing forecasts: retpetrobrasu versus petrobrasm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retpetrobrasu         2.059
petrobrasm             1.396
Difference             .6635

By this criterion, petrobrasm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = 5.464   p-value = 0.0000

. dmariano retpetrobras retpetrobrasu petrobrasm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retpetrobras
Competing forecasts: retpetrobrasu versus petrobrasm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retpetrobrasu         .1724
petrobrasm             .1289
Difference             .04353

By this criterion, petrobrasm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = 3.643   p-value = 0.0003
```

```
. dmariano retpetrobras retpetrobrasu petrobrasm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retpetrobras
Competing forecasts: retpetrobrasu versus petrobrasm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retpetrobrasu         1.501
petrobrasm             1.343
Difference             .1576

By this criterion, petrobrasm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = 1.116   p-value = 0.2643

. dmariano retpetrobras retpetrobrasu petrobrasm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retpetrobras
Competing forecasts: retpetrobrasu versus petrobrasm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retpetrobrasu         .1363
petrobrasm             .1116
Difference             .02467

By this criterion, petrobrasm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = 1.915   p-value = 0.0555
```

Anexo 246– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Random Part nos três momentos de análise.

```
. dmariano retrandonpart retrandonpartu randonpartm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retrandonpart
Competing forecasts: retrandonpartu versus randonpartm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retrandonpartu        .7864
randonpartm           1.118
Difference             -.332

By this criterion, retrandonpartu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -1.235   p-value = 0.2169

. dmariano retrandonpart retrandonpartu randonpartm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retrandonpart
Competing forecasts: retrandonpartu versus randonpartm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retrandonpartu        .3607
randonpartm           .3992
Difference             -.03841

By this criterion, retrandonpartu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -.404   p-value = 0.6862
```

```
. dmariano retrandonpart retrandonpartu randonpartm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retrandonpart
Competing forecasts: retrandonpartu versus randonpartm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retrandonpartu        2.146
randonpartm           2.846
Difference             -.7005

By this criterion, retrandonpartu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -2       p-value = 0.0455

. dmariano retrandonpart retrandonpartu randonpartm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retrandonpart
Competing forecasts: retrandonpartu versus randonpartm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retrandonpartu        .126
randonpartm           .1513
Difference             -.02529

By this criterion, retrandonpartu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -2.435  p-value = 0.0149
```

```
. dmariano retrandonpart retrandonpartu randonpartm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retrandonpart
Competing forecasts: retrandonpartu versus randonpartm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retrandonpartu        2.014
randonpartm           1.094
Difference             .9204

By this criterion, randonpartm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = 3.591   p-value = 0.0003

. dmariano retrandonpart retrandonpartu randonpartm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retrandonpart
Competing forecasts: retrandonpartu versus randonpartm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retrandonpartu        .176
randonpartm           .129
Difference             .04695

By this criterion, randonpartm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = 3.352   p-value = 0.0008
```

Anexo 247– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Sid Nacional nos três momentos de análise.

```
. dmariano retsidnacional retsidnacionalu sidnacionalm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retsidnacional
Competing forecasts: retsidnacionalu versus sidnacionalm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retsidnacionalu       .5696
sidnacionalm           .5268
Difference              .04275

By this criterion, sidnacionalm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = .9201   p-value = 0.3575

. dmariano retsidnacional retsidnacionalu sidnacionalm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retsidnacional
Competing forecasts: retsidnacionalu versus sidnacionalm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retsidnacionalu       .2135
sidnacionalm           .2167
Difference             -.003222

By this criterion, retsidnacionalu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -.1805   p-value = 0.8568
```

```
. dmariano retsidnacional retsidnacionalu sidnacionalm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retsidnacional
Competing forecasts: retsidnacionalu versus sidnacionalm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retsidnacionalu       7.043
sidnacionalm           7.674
Difference             -.6307

By this criterion, retsidnacionalu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -1.753   p-value = 0.0796

. dmariano retsidnacional retsidnacionalu sidnacionalm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retsidnacional
Competing forecasts: retsidnacionalu versus sidnacionalm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retsidnacionalu       .1276
sidnacionalm           .1915
Difference             -.06387

By this criterion, retsidnacionalu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -1.39   p-value = 0.1646
```

```
. dmariano retsidnacional retsidnacionalu sidnacionalm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retsidnacional
Competing forecasts: retsidnacionalu versus sidnacionalm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retsidnacionalu       5.326
sidnacionalm           6.452
Difference             -1.126

By this criterion, retsidnacionalu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -1.389   p-value = 0.1648

. dmariano retsidnacional retsidnacionalu sidnacionalm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retsidnacional
Competing forecasts: retsidnacionalu versus sidnacionalm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retsidnacionalu       .2395
sidnacionalm           .2446
Difference             -.005158

By this criterion, retsidnacionalu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -.4899   p-value = 0.6242
```

Anexo 248– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Souza Cruz nos três momentos de análise.

```
. dmariano retsouzacruzu retsouzacruzu souzacruzm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retsouzacruzu
Competing forecasts: retsouzacruzu versus souzacruzm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retsouzacruzu        .3426
souzacruzm            .4619
Difference            -.1193

By this criterion, retsouzacruzu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -3.824   p-value = 0.0001

. dmariano retsouzacruzu retsouzacruzu souzacruzm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retsouzacruzu
Competing forecasts: retsouzacruzu versus souzacruzm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retsouzacruzu        .05054
souzacruzm            .06857
Difference            -.01804

By this criterion, retsouzacruzu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -2.644   p-value = 0.0082
```

```
. dmariano retsouzacruzu retsouzacruzu souzacruzm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retsouzacruzu
Competing forecasts: retsouzacruzu versus souzacruzm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retsouzacruzu        6.036
souzacruzm            8.704
Difference            -2.668

By this criterion, retsouzacruzu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -2.919   p-value = 0.0035

. dmariano retsouzacruzu retsouzacruzu souzacruzm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retsouzacruzu
Competing forecasts: retsouzacruzu versus souzacruzm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retsouzacruzu        .08547
souzacruzm            .1035
Difference            -.01799

By this criterion, retsouzacruzu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -2.167   p-value = 0.0302
```

```
. dmariano retsouzacruzu retsouzacruzu souzacruzm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retsouzacruzu
Competing forecasts: retsouzacruzu versus souzacruzm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retsouzacruzu        1.167
souzacruzm            1.145
Difference            .02155

By this criterion, souzacruzm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =       .4868   p-value = 0.6264

. dmariano retsouzacruzu retsouzacruzu souzacruzm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retsouzacruzu
Competing forecasts: retsouzacruzu versus souzacruzm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retsouzacruzu        .05509
souzacruzm            .05833
Difference            -.003237

By this criterion, retsouzacruzu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -.835   p-value = 0.4037
```

Anexo 249– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Telef Brasil nos três momentos de análise.

```
. dmariano rettelefbrasil rettelefbrasilu telefbrasilm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : rettelefbrasil
Competing forecasts: rettelefbrasilu versus telefbrasilm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
rettelefbrasilu       1.001
telefbrasilm          1.281
Difference             -.2799

By this criterion, rettelefbrasilu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -2.902   p-value = 0.0037

. dmariano rettelefbrasil rettelefbrasilu telefbrasilm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : rettelefbrasil
Competing forecasts: rettelefbrasilu versus telefbrasilm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
rettelefbrasilu       .0817
telefbrasilm          .1
Difference             -.01832

By this criterion, rettelefbrasilu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      -2.185   p-value = 0.0289
```

```
. dmariano rettelefbrasil rettelefbrasilu telefbrasilm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : rettelefbrasil
Competing forecasts: rettelefbrasilu versus telefbrasilm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
rettelefbrasilu       2.061
telefbrasilm          1.128
Difference             .9331

By this criterion, telefbrasilm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =       1.63   p-value = 0.1031

. dmariano rettelefbrasil rettelefbrasilu telefbrasilm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : rettelefbrasil
Competing forecasts: rettelefbrasilu versus telefbrasilm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
rettelefbrasilu       .08921
telefbrasilm          .06959
Difference             .01961

By this criterion, telefbrasilm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =       1.012   p-value = 0.3114
```

```
. dmariano rettelefbrasil rettelefbrasilu telefbrasilm, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : rettelefbrasil
Competing forecasts: rettelefbrasilu versus telefbrasilm
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
rettelefbrasilu       .8591
telefbrasilm          .7742
Difference             .08492

By this criterion, telefbrasilm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =       .9709   p-value = 0.3316

. dmariano rettelefbrasil rettelefbrasilu telefbrasilm, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : rettelefbrasil
Competing forecasts: rettelefbrasilu versus telefbrasilm
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
rettelefbrasilu       .07433
telefbrasilm          .06379
Difference             .01054

By this criterion, telefbrasilm is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =       1.309   p-value = 0.1906
```

Anexo 250– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Usiminas nos três momentos de análise.

```
. dmariano retusiminas retusiminasu usiminas, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retusiminas
Competing forecasts: retusiminasu versus usiminas
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retusiminas          1.361
usiminas              .8497
Difference            .5112

By this criterion, usiminas is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      4.074   p-value = 0.0000

. dmariano retusiminas retusiminasu usiminas, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retusiminas
Competing forecasts: retusiminasu versus usiminas
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retusiminasu         .3153
usiminas              .2656
Difference            .04973

By this criterion, usiminas is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      1.273   p-value = 0.2031

. dmariano retusiminas retusiminasu usiminas, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retusiminas
Competing forecasts: retusiminasu versus usiminas
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retusiminasu         2.93
usiminas              .9992
Difference            1.93

By this criterion, usiminas is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      2.448   p-value = 0.0143

. dmariano retusiminas retusiminasu usiminas, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retusiminas
Competing forecasts: retusiminasu versus usiminas
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retusiminasu         .0644
usiminas              .06281
Difference            .001586

By this criterion, usiminas is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =      .09986   p-value = 0.9205

. dmariano retusiminas retusiminasu usiminas, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retusiminas
Competing forecasts: retusiminasu versus usiminas
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAPE
-----
retusiminasu         .7649
usiminas              1.41
Difference            -.645

By this criterion, retusiminasu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =     -4.139   p-value = 0.0000

. dmariano retusiminas retusiminasu usiminas, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retusiminas
Competing forecasts: retusiminasu versus usiminas
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   kernel : bartlett

Series                MAE
-----
retusiminasu         .1265
usiminas              .1689
Difference            -.04241

By this criterion, retusiminasu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) =     -17.39   p-value = 0.0000
```

Anexo 251– Saída do Stata – Teste de Diebold e Mariano (MAPE e MAE) para a empresa Vale nos três momentos de análise.

```
. dmariano retvale retvaleu valem, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retvale
Competing forecasts: retvaleu versus valem
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett
Series                MAPE
-----
retvaleu              .5985
valem                 .4703
Difference             .1283
By this criterion, valem is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = .4986   p-value = 0.6181

. dmariano retvale retvaleu valem, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retvale
Competing forecasts: retvaleu versus valem
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett
Series                MAE
-----
retvaleu              .07734
valem                 .1199
Difference             -.04256
By this criterion, retvaleu is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = -1.18   p-value = 0.2380

. dmariano retvale retvaleu valem, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retvale
Competing forecasts: retvaleu versus valem
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett
Series                MAPE
-----
retvaleu              3.465
valem                 2.237
Difference             1.227
By this criterion, valem is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = 2.728   p-value = 0.0064

. dmariano retvale retvaleu valem, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retvale
Competing forecasts: retvaleu versus valem
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett
Series                MAE
-----
retvaleu              .1295
valem                 .1135
Difference             .01604
By this criterion, valem is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = 1.243   p-value = 0.2140

. dmariano retvale retvaleu valem, crit (MAPE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retvale
Competing forecasts: retvaleu versus valem
Criterion: MAPE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett
Series                MAPE
-----
retvaleu              2.958
valem                 2.397
Difference             .5616
By this criterion, valem is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = 4.795   p-value = 0.0000

. dmariano retvale retvaleu valem, crit (MAE) kernel (bartlett)
Diebold-Mariano forecast comparison test for actual : retvale
Competing forecasts: retvaleu versus valem
Criterion: MAE over 4 observations
Maxlag = 5 chosen by Schwert criterion   Kernel : bartlett
Series                MAE
-----
retvaleu              .1504
valem                 .1255
Difference             .02486
By this criterion, valem is the better forecast
H0: Forecast accuracy is equal.
S(1) = 6.701   p-value = 0.0000
```