



**UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA-DECON  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM  
ADMINISTRAÇÃO E DESENVOLVIMENTO RURAL**



**JUCIMAR CASIMIRO DE ANDRADE**

**CAUSALIDADE ENTRE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E A RECEITA  
BRUTA EM EMPRESAS DO SEGMENTO DE AGRONEGÓCIO LISTADAS NA  
BM&FBovespa**

Recife-PE.  
2016

**JUCIMAR CASIMIRO DE ANDRADE**

**CAUSALIDADE ENTRE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E A RECEITA  
BRUTA EM EMPRESAS DO SEGMENTO DE AGRONEGÓCIO LISTADAS NA  
BM&FBovespa**

Dissertação de mestrado apresentada ao Programa de Pós-graduação em Administração e Desenvolvimento Rural-PADR, da Universidade Federal Rural de Pernambuco-UFRPE, como requisito para obtenção do título de Mestre em Administração e Desenvolvimento Rural.

Área de Concentração: Gestão, Mercados e Agronegócio.

Orientador: Prof<sup>or</sup>. Dr. André de Souza Melo

Recife-PE.  
2016

Ficha catalográfica

A553c Andrade, Jucimar Casimiro de  
Causalidade entre variáveis macroeconômicas e a  
receita bruta em empresas do segmento de agronegócio  
listadas na BM&FBovespa / Jucimar Casimiro de Andrade.  
– Recife, 2016.  
129 f. : il.

Orientador: André de Souza Melo.  
Dissertação (Programa de Pós-Graduação em  
Administração e Desenvolvimento Rural) – Universidade  
Federal Rural de Pernambuco, Departamento de Economia,  
Recife, 2016.

Referências.

1. Agronegócio 2. Finanças corporativas 3. Variações  
econômicas 4. Econometria I. Melo, André de Souza,  
orientador II. Título

CDD 338.1

**JUCIMAR CASIMIRO DE ANDRADE**

**CAUSALIDADE ENTRE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E A RECEITA  
BRUTA EM EMPRESAS DO SEGMENTO DE AGRONEGÓCIO LISTADAS NA  
BM&FBovespa**

Dissertação de mestrado apresentada ao Programa de Pós-graduação em  
Administração e Desenvolvimento Rural-PADR, da Universidade Federal Rural de  
Pernambuco-UFRPE

Aprovado em: 07/03/2016.

**BANCA EXAMINADORA:**

---

**Orientador:** Prof<sup>or.</sup> Dr. André de Souza Melo  
Instituição: PADR/UFRPE

---

**Examinador 1:** Prof<sup>or.</sup> Dr<sup>a.</sup> Gisleia Benini Duarte  
Instituição: PADR/UFRPE

---

**Examinador 2:** Prof<sup>or.</sup> Dr<sup>a.</sup> Umbelina C. Teixeira Lagioia  
Instituição: PROPAD/UFPE

## **AGRADECIMENTOS**

As dificuldades do ensino público brasileiro, como falta de apoio financeiro e administrativo, impõem ao estudante e ao pesquisador, os mais difíceis desafios que surgem das mais distintas esferas de ensino. Mesmo assim, é grandioso poder vivenciar as grandes experiências que somente o meio acadêmico pode proporcionar.

Certamente são muitos os agradecimentos a serem dados para todos àqueles que contribuíram direta e indiretamente para a finalização deste trabalho e por isso corro o enorme risco em esquecer alguém.

Primeiramente a Deus pela sua infinita bondade e por nos proporcionar a mais preciosa das dádivas, a vida.

À minha família, pelo apoio e paciência, e por ser simplesmente minha família, base de tudo.

Aos grandes amigos que fiz no PADR: Danielly Monteiro, Rainnier Guedes, Gilmar Dias, Daniel Orange, Roberto Marques, Letícia Costa.

À Universidade Federal Rural de Pernambuco-UFRPE, em especial aos servidores e professores que não mediram esforços em nos apoiar.

Ao Programa de Pós-graduação em Administração e Desenvolvimento Rural-PADR, pelo conhecimento que me ofereceu na área de agronegócios, que sempre foi meu desejo de estudo.

A todos os servidores e professores no PADR, pelo apoio e conselhos que só contribuíram para a formação intelectual e pessoal de todos os mestrandos.

Um agradecimento mais que especial ao meu professor e orientador Dr. André de Souza Melo por ter acreditado numa ideia que inicialmente parecia sem solução e lapidou-a transformando num trabalho viável e possível. Ademais, por ser um excelente profissional, professor e pesquisador.

“Mais do que um investimento, o mercado financeiro é um esporte, se você tem medo de quebrar as pernas é melhor ficar de fora”.  
Warren Buffett (Investidor).

## LISTA DE FIGURAS

<b>Figura 01</b> - Fatores de risco associados a um ativo .....	21
<b>Figura 02</b> - Distribuição da receita pelo segmento de atuação-Eucatex S.A. ....	45
<b>Figura 03</b> - Relatório Anual de Governança Corporativa da BRF S.A. ....	56
<b>Figura 04</b> - Receita líquida por produto 2T2015 .....	67
<b>Figura 05</b> - Variação do preço da ação KLBN11 x Ibovespa .....	68
<b>Figura 06</b> - Resultado Financeiro da Oderich S.A. ....	85
<b>Figura 07</b> - Composição da Receita da Josapar Participações S.A. ....	93
<b>Figura 08</b> - Demonstração de Resultado – Renar Maçãs S.A. ....	100
<b>Figura 09</b> - Principais destinos das exportações – Metisa S.A. ....	108

## LISTA DE TABELAS

<b>Tabela 01</b> – Empresas listadas na BM&FBovespa do Segmento de Agronegócio ..	34
<b>Tabela 02</b> – Resultados dos Testes Dickey-Fuller Aumentado para Eucatex S.A....	47
<b>Tabela 03</b> – Regressão de co-integração da Eucatex S.A.. .....	48
<b>Tabela 04</b> – Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (Eucatex S.A.).. .....	50
<b>Tabela 05</b> – Teste de causalidade de Granger da Eucatex S.A.. .....	55
<b>Tabela 06</b> – Resultados dos Testes Dickey-Fuller Aumentado para BRF <i>Foods</i> S.A...58	
<b>Tabela 07</b> – Regressão de co-integração da BRF S.A.. .....	59
<b>Tabela 08</b> – Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (BRF).. .....	60
<b>Tabela 09</b> – Teste de causalidade de Granger da BRF.....	65
<b>Tabela 10</b> – Resultados dos Testes Dickey-Fuller Aumentado para Klabin S.A.....	68
<b>Tabela 11</b> – Regressão de co-integração-Klabin S.A... .....	70
<b>Tabela 12</b> – Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (KLABIN) .....	71
<b>Tabela 13</b> – Teste de causalidade de Granger da Klabin.....	76
<b>Tabela 14</b> – Resultados dos Testes <i>Dickey-Fuller</i> Aumentado para Excelsior S.A...78	
<b>Tabela 15</b> – Regressão de co-integração - Excelsior S.A.....	79
<b>Tabela 16</b> – Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (Excelsior)..80	
<b>Tabela 17</b> – Teste de causalidade de Granger da Eucatex S.A.. .....	84
<b>Tabela 18</b> – Resultados dos Testes Dickey-Fuller Aumentado para Oderich S.A... .86	
<b>Tabela 19</b> – Regressão de co-integração – Oderich S.A.....	87
<b>Tabela 20</b> – Modelo de Autorregressão Vetorial (Oderich).....	88
<b>Tabela 21</b> – Teste de causalidade de Granger da Oderich.. .....	91
<b>Tabela 22</b> – Resultados dos Testes Dickey-Fuller Aumentado para Josapar S.A... .94	
<b>Tabela 23</b> – Regressão de co-integração - Josapar S.A... .....	95



<b>Tabela 24</b> – Modelo de Autorregressão Vetorial (Josapar).....	95
<b>Tabela 25</b> – Teste de causalidade de Granger da Josapar S.A.....	101
<b>Tabela 26</b> – Resultados dos Testes Dickey-Fuller Aumentado para Renar S.A....	101
<b>Tabela 27</b> – Regressão de co-integração – Renar Maçãs.....	102
<b>Tabela 28</b> – Modelo de Autorregressão Vetorial (Renar).....	103
<b>Tabela 29</b> – Teste de causalidade de Granger da Renar..	106
<b>Tabela 30</b> – Resultados dos Testes Dickey-Fuller Aumentado para Metisa S.A....	108
<b>Tabela 31</b> – Regressão de co-integração - Metisa S.A.....	110
<b>Tabela 32</b> – Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (Metisa)...	110
<b>Tabela 33</b> – Teste de Causalidade de Granger da Metisa.....	114

## LISTA DE GRÁFICOS

<b>Gráfico 01</b> – Plotagem de co-integração entre as variáveis analisadas-Eucatex S.A.....	49
<b>Gráfico 02</b> – Decomposição da variância da previsão para R_Eucatex.....	52
<b>Gráfico 03</b> – Gráficos da função impulso-resposta em R_Eucatex..	54
<b>Gráfico 04</b> – Plotagem das variáveis: R_BRF; PIB-Agro e IPA.....	60
<b>Gráfico 05</b> – Decomposição da variância da previsão para R_BRF.....	63
<b>Gráfico 06</b> – Gráficos da função impulso-resposta em R_BRF.....	64
<b>Gráfico 07</b> – Plotagem de co-integração entre as variáveis analisadas: Klabin S.A..	70
<b>Gráfico 08</b> – Decomposição da variância da previsão para R_KLABIN .....	73
<b>Gráfico 09</b> – Gráficos da função impulso-resposta em R_KLABIN..	75
<b>Gráfico 10</b> – Decomposição da variância da previsão para R_EXCELSIOR..	82
<b>Gráfico 11</b> – Gráficos da função impulso-resposta em R_EXCELSIOR S.A.....	83
<b>Gráfico 12</b> – Decomposição da variância da previsão para R_ Oderich .....	89
<b>Gráfico 13</b> – Gráficos da função impulso-resposta em R_ Oderich.....	91
<b>Gráfico 14</b> – Decomposição da variância da previsão para R_ Josapar .....	97
<b>Gráfico 15</b> – Gráficos da função impulso-resposta em R_Josapar S.A.....	98
<b>Gráfico 16</b> – Decomposição da variância da previsão para R_Renar .....	104
<b>Gráfico 17</b> – Gráficos da função impulso-resposta em R_Renar S.A.....	105
<b>Gráfico 18</b> – Decomposição da variância da previsão para R_ Metisa .....	112
<b>Gráfico 19</b> – Gráficos da função impulso-resposta em R_Metisa S.A.....	113

## RESUMO

Caracterizado atualmente pela forte globalização e pressão regulatória marcante, o mercado financeiro de capitais vem apresentando profundas transformações, principalmente pela inserção de novas corporações ligadas ao agronegócio interessadas na abertura de capital. Portanto, essa investigação teve como objetivo, analisar a relação de causalidade entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e a receita bruta em empresas do segmento de agronegócio listadas na BM&FBovespa. Destarte, foi selecionada uma amostra de oito empresas de capital aberto com ações ativas na BM&FBovespa, entre os trimestres de 2003.1 a 2015.2, todas pertencentes a segmentos ligados direta ou indiretamente ao agronegócio. Como variáveis endógenas selecionou-se 5 variáveis: Receita Bruta das respectivas companhias, PIB da Agropecuária, Índice de Preços de Produtos Agropecuários (IPA), Taxa Básica de Juros (Selic) e Taxa de Câmbio (R\$/US\$). Assim, com uso da metodologia de Vetores Autoregressivos (VAR), as técnicas de decomposição da variância e da função impulso-resposta apresentaram leituras semelhantes, ou seja, o PIB da Agropecuária e o Índice de Preços dos Produtos Agropecuários apresentaram significativa influência sobre a receita em 7 dos oito modelos analisados, com destaque para a Eucatex S.A., em que o IPA passou a representar mais de 58% da decomposição da variância a partir do 18º período e da Klabin S.A., em que a taxa de Câmbio passou a representar mais de 40% da decomposição da variância dos erros de previsão a partir do 12º períodos após o choque estrutural. Quando comparado ao teste de causalidade de Granger (1986), os resultados apresentaram algumas divergências, sendo os valores defasados da própria receita que mais causaram sobre ela mesma.

**Palavras-chave:** Agronegócio, Finanças Corporativas, Variações Econômicas, Econometria.

## ABSTRACT

Currently characterized by strong globalization and outstanding regulatory pressure, the financial capital market has shown profound changes, especially the introduction of new corporations in the agribusiness interested in capital opening. Therefore, this study aimed to analyze the causal relationship between a set of macroeconomic variables and gross revenue in agribusiness sector companies listed on the Brazilian Stock Exchange (BM&FBovespa). Thus, it has selected a sample of eight public companies with active shares on the BM&FBovespa, from the quarter of 2003.1 to 2015.2, belonging to all segments handled directly or indirectly to agribusiness. As endogenous variables, it was selected five variables: Gross Revenue of the respective companies, GDP of Agriculture, Agricultural Products Price Index (IPA), Basic Interest Rate (Selic) and exchange rate (R\$/US\$). Thus, using the methodology of Vector Auto Regressive (VAR), the techniques of variance decomposition and impulse response function showed similar readings, that is, the GDP of Agriculture and the Agricultural Products Price Index showed a significant influence on the revenue in 7 of the eight models analyzed, especially Eucatex SA, in which the Father has come to represent over 58% of the variance decomposition from the 18th period and Klabin SA, in which the exchange rate now accounts for over 40% of the variance decomposition of forecast errors from the 12 periods after the structural shock. When compared to the Granger Causality Test (1986), the results showed some differences, and the lagged values of own recipe that caused more about herself.

**Keywords:** Agribusiness, Corporate Finance, Economic Changes, Econometrics.

## Sumário

<b>1. INTRODUÇÃO</b>	<b>14</b>
1.1. Objetivos	18
1.1.1. Objetivo Geral	18
1.1.2. Objetivos específicos	18
<b>2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA</b>	<b>18</b>
2.1. Finanças Corporativas	18
2.2. Evidências empíricas da relação causal entre variáveis macroeconômicas e o retorno acionário em diferentes mercados	24
<b>3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS</b>	<b>32</b>
3.1. Classificação da pesquisa	32
3.2. Procedimentos e instrumentos de coletas de dados	33
3.3. População e Amostra da pesquisa	34
3.4. Variáveis utilizadas	36
3.5. Modelos e testes utilizados	38
3.6. Apresentação, tratamento e interpretação de dados	43
<b>4. ANÁLISE E INTERPRETAÇÃO DE DADOS</b>	<b>44</b>
4.2.1. Modelo VAR para a empresa Eucatex S.A Indústria a Comércio	45
4.2.2. Modelo VAR para a empresa BRF <i>Foods</i> S.A.	56
4.2.3. Modelo VAR para a empresa Klabin S.A.	66
4.2.4. Modelo VAR para a empresa Excelsior Alimentos S.A.	77
4.2.5. Modelo VAR para a empresa Conservas Oderich S.A.	85
4.2.6. Modelo VAR para a empresa Josapar-Joaquim Oliveira S.A.	92
4.2.7. Modelo VAR para a empresa Renar Maçãs S.A.	100
4.2.8. Modelo VAR para a empresa Metisa Metalúrgica Timboense S.A.	107
<b>5. CONCLUSÕES</b>	<b>115</b>
<b>REFERÊNCIAS</b>	<b>119</b>

## 1. INTRODUÇÃO

No contexto do agronegócio mundial, o Brasil é tido como um dos principais celeiros do mundo. Fatores como terras férteis e abundantes, chuvas relativamente regulares e bem distribuídas ao longo de seu território, tecnologia agrícola sofisticada e centros de excelência em pesquisa agropecuária são apontados como alguns dos fatores que contribuem expressivamente com os sucessivos recordes de produção e exportação de bens e mercadorias do agronegócio, e conseqüentemente influenciam no bom desempenho da balança comercial brasileira.

Dados do Cepea/Esalq/USP mostram que em 2014 o PIB do Agronegócio Nacional foi de R\$ 1.174,52 bilhões de reais. Destacando ainda que 2015 iniciou com alta de 0,13% em relação a 2014, sendo que o principal impulso em janeiro decorreu do ramo pecuário, que teve expansão de 0,34%, outros segmentos como o agrícola, tiveram um crescimento menos expressivo em torno de 0,02%, puxado principalmente pelo desempenho do setor primário e do segmento de insumos, uma vez que na indústria e no setor de serviços a variação mensal foi negativa.

Corroborando, o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento-MAPA (2015), destacou que em 2014 foi um ano marcado pela articulação e manutenção de mercados estratégicos no agronegócio. Dentre os países que abriram mercado para o Brasil destacam-se a Rússia, com exportação de carne de aves; suína e bovina, o Japão e o México, com exportação de carne de frango e por fim com a abertura de novos mercados para nações como África do Sul e Egito. Destaca, também, que a balança comercial em 2015, teve um aumento de 46,20% em relação a 2014, puxada principalmente pelo aumento das exportações de soja, milho, carne de frango, café e celulose.

Segundo estudos da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE, 2014), o Brasil lidera o *ranking* mundial do comércio em seis produtos agropecuários: café, açúcar, suco de laranja, soja, carne de frango e celulose. Portanto, resultados tão expressivos como estes no contexto do agronegócio, têm feito do país um dos principais destinos dos recursos destinados a investimentos, principalmente de capital estrangeiro.

Nesse ínterim, muitos profissionais ligados ao mercado financeiro agrícola circulam com especial desenvoltura e atenção pelos diferentes setores que se

relacionam direta ou indiretamente com o agronegócio, na busca de referências e informações sobre índices, cotações, títulos, contratos derivativos e até projeções que os permitam melhor analisar o mercado e fazer um bom negócio. Diante de expectativas sobre retorno de investimentos realizados em empresas ligadas ao segmento de agronegócio, surge a necessidade de melhor evidenciar vantagens aos investidores para a aplicação de recursos em suas atividades, pois avaliar o desempenho empresarial e evidenciá-lo torna-se necessário para manter e atrair investimentos. (KRUGER e PETRI, 2013).

A respeito da relação entre o mercado financeiro e as condições da economia, Nunes *et al* (2005) destacam que no caso brasileiro, o mercado de ações tem recebido muita atenção por parte de investidores e empresas, tendo em vista que o mesmo, principalmente o de *commodities*, tem se apresentado como uma ótima oportunidade para quem deseja diversificar seus portfólios. Mas alerta também, que devido à insegurança quanto às condições macroeconômicas em sua estrutura financeira, a capitalização por intermédio do mercado de ações no Brasil tem apresentado um grau elevado de risco. Como consequência, as ações negociadas na BM&FBovespa ficam vulneráveis às condições econômicas adversas, sejam internas ou externas, desviando o mercado financeiro de sua principal atribuição que é prover as condições necessárias para a viabilidade do processo de desenvolvimento econômico do país.

Bateman e Snell (2006. p. 49) acrescentam que o ambiente econômico afeta intensamente a habilidade de as empresas operarem eficazmente e influencia suas escolhas estratégicas, pois as condições econômicas modificam-se ao longo do tempo e são difíceis de ser previstas. Os períodos de crescimento acelerado podem ser seguidos por recessão. Mesmo quando as condições econômicas são favoráveis, déficits orçamentários ou outras condições provocam inquietação sobre o futuro.

A crescente complexidade do mercado acionário está exigindo dos investidores, além do domínio de ferramentas de análise mais sofisticada, uma visão mais sistêmica do mercado acionário, ou seja, compreender as diversas variáveis externas e como essas variáveis impactam ou interagem com outros segmentos econômicos. Assim, expandir o conhecimento sobre os mercados acionários e sobre as variáveis externas que os cercam tem implicações diretas sobre as decisões de

investidores na composição de suas carteiras. Eles buscam diversificar o seu *portfólio* para maximizar os retornos ou para minimizar os riscos e, para tanto, o conhecimento sobre os comportamentos do mercado acionário é de suma importância para esses investidores. (PIMENTA e HIGUCHI, 2008).

As relações comerciais humanas são historicamente caracterizadas por envolver diferentes atores dentro macroambiente, e principalmente como esses diferentes agentes econômicos reagem ou evoluem quando novas estratégias e necessidades são exigidas na dinâmica dos mercados. Sendo assim, a análise de variáveis externas ou exógenas, pode auxiliar a tomar decisões mais corretas e seguras, principalmente quando se lida com ambientes de total incerteza sobre a ocorrência de um evento ou quanto à dimensão dos resultados esperados.

Logo, a compreensão do dinamismo da atividade econômica de um país é essencial para um melhor entendimento do funcionamento e das funções do mercado financeiro, pois entendê-la, permite que se estabeleçam relações entre seus resultados agregados e o desempenho dos vários agentes econômicos que a compõem. Portanto, é por meio do conhecimento da economia que se forma uma visão mais ampla e crítica de todo o funcionamento do mercado financeiro, permitindo que se responda às diversas questões que envolvam poupança, investimentos, desenvolvimento, avaliação, etc. (ASSAF, 2012).

Nesse contexto, a BM&FBovespa aparece como uma das principais fontes de informação onde o investidor que atua no mercado financeiro, especificamente o de *commodities* agrícolas, pode encontrar inúmeros dados de séries históricas sobre o desempenho econômico-financeiro de empresas em diferentes setores econômicos. Tornando públicas essas informações para que pesquisadores, investidores ou quaisquer outros interessados em realizar análises sob diferentes perspectivas possam acessá-las a qualquer momento.

De acordo com estudos realizados pelo Banco Mundial e divulgados pelo Programa de Educação Bovespa (2013), foram encontrados fortes correlações entre os indicadores dos mercados acionários e o crescimento médio da economia dos países por eles analisados. Apontando que o mercado de ações colabora para esse crescimento ao utilizar a poupança de longo prazo, contribuindo para o desenvolvimento econômico e autossustentado de uma nação.



Os estudos destacaram também que a Bolsa possibilita uma estrutura de capital mais equilibrada, o que reduz os custos financeiros das empresas. Assim, ao demandar informações de demonstrações financeiras de qualidade, a Bolsa estimula a cultura de transparência empresarial e do público em geral, com frutos para toda a sociedade.

No cenário global, em que acompanhar a velocidade das transformações torna-se um diferencial competitivo, a BM&FBovespa viabiliza e dá suporte à comercialização de produtos agropecuários atuando diretamente na dinâmica macroeconômica do mercado financeiro não só brasileiro mas também internacional, como suporte às ferramentas de negociação de ações, *commodities* e outros instrumentos financeiros, fazendo isso com excelência operacional e atitudes socialmente responsáveis. (BM&FBOVESPA, 2015).

Destarte, não há como dissociar das decisões financeiras empresariais o desempenho futuro esperado da economia, o comportamento de suas taxas de juros e de seus diversos mercados financeiros. Alguns indicadores da economia, como taxas de juros de longo prazo e curto prazos, medidas de mercados futuros, etc., constituem-se em excelentes referências para prever a direção futura da economia, sinalizando as melhores decisões financeiras. (ASSAF, 2012, pag. 71).

Portanto, a presente pesquisa justifica-se pela importância econômica e estratégica que o *agribusiness* despenha na economia brasileira e de que os agentes econômicos que atuam nesse segmento necessitam de informações rápidas e úteis no momento do investimento, seja na Bolsa de Valores ou em qualquer outro ramo que tem no agronegócio seu suporte. Justifica-se também, pela necessidade de mais estudos empíricos que sustentem a premissa de que em períodos de estresse econômico as oscilações nos agregados estabelecem uma relação causal sobre os ativos e retornos esperados por companhias com capital aberto, impactando conseqüentemente, em outras variáveis do mercado como câmbio, índices, taxas de juros, preços de títulos e de ações, ou mais precisamente sobre o desempenho econômico-financeiro esperado como: lucros, receitas, dividendos, em especial no agronegócio que é o foco desse estudo.

Dessa forma, o presente estudo busca responder ao seguinte problema de pesquisa: Como as variáveis macroeconômicas se relacionam com a receita bruta em empresas do segmento de agronegócio listadas na BM&FBovespa?

## **1.1. Objetivos**

### **1.1.1. Objetivo Geral**

Analisar a relação de causalidade entre variáveis macroeconômicas selecionadas e a receita bruta em empresas do segmento de agronegócio listadas na BM&FBovespa.

### **1.1.2. Objetivos específicos**

- Avaliar a situação econômico-financeira de cada companhia integrante da amostra;
- Determinar em que medida as variações dos indicadores impactam sobre o desempenho de empresas de diferentes segmentos do agronegócio;
- Realizar testes econométricos para melhor compreender a possível relação causal entre as variáveis estudadas.

## **2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA**

Nos últimos anos, observa-se um maior interesse acadêmico tanto em nível nacional quanto internacional em melhor compreender as distintas interações entre o desempenho de empresas de capital aberto e a natureza volátil dos agregados econômicos mensurado por diferentes indicadores, principalmente em setores dinâmicos e importantes de cada país. Gerando, assim, informações para agentes como: produtores agrícolas, cooperativas, agroindústrias, bancos, corretoras, exportadores ou apenas agentes que queiram aumentar sua rentabilidade e que necessitam de mais informações sobre o desempenho econômico almejado, seja na forma de juros ou na distribuição de dividendos.

### **2.1. Finanças Corporativas**

O mercado financeiro brasileiro tem evoluído significativamente nos últimos anos, especialmente o mercado de *commodities* agrícolas. Segundo o IBMEC- Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (2014), tal crescimento pode ser em grande parte, explicado pelo crescente interesse acadêmico em melhor compreender a estrutura operacional desse segmento e também pela sofisticação das transações, principalmente do mercado derivativos.

Para Valmorbita e Schvirck (2009) o contexto em que a empresa está inserida é volátil, uma vez que, constantemente, acontecem fatos novos que modificam o cenário econômico, podendo interferir nas suas atividades. Dessa forma, faz-se necessário conhecer esse ambiente, viabilizando a criação de estratégias de ação e a preparação para possíveis transformações.

Para Assaf e Lima (2014) “o mercado de capitais é relevante para o desenvolvimento econômico de um país, pois ele é o grande municiador de recursos permanentes para a economia”. Assim, as empresas que nele negociam seus títulos são as mais importantes para o desenvolvimento econômico do país, pois possibilitam a canalização da poupança dos agentes superavitários para investimentos produtivos de grande porte, o que inclui maior circulação de numerário e investimentos estrangeiros.

Mas apesar de ser um negócio crescente, Corrêa e Raíces (2005) alertam que o desenvolvimento do mercado de capitais no país passa ainda por uma fase de amadurecimento. Tanto do mercado acionário quanto nas bolsas de mercadorias e na formação de fundos de investimentos, apontando que nos países desenvolvidos existe uma estreita relação entre os avanços dos mercados de capitais de longo prazo e sua participação como fonte de financiamento e formação de poupança.

O mercado financeiro de *commodities* agrícolas presta um importante serviço ao agronegócio brasileiro, pois proporciona ferramentas eficientes de investimento para produtores, esmagadores de soja, frigoríficos, usinas de açúcar, indústrias de torrefação de café, exportadores, *trader's*, corretoras, enfim, inúmeros agentes econômicos que operam com *commodities* agrícolas, permitindo que os mesmos possam planejar sua produção e comercialização, otimizando os fluxos de caixa e estabelecendo estratégias para uma eventual expansão dos negócios. (CORRÊA e RAÍCES, 2005).

Motta *et al* (2009) acrescentam que para operar eficazmente dentro desse mercado, o gestor deve ser conhecedor de administração econômica e financeira. Para eles, pelo fato de a firma operar dentro de um ambiente macroeconômico instável, cabe ao gestor ter conhecimento da estrutura institucional do sistema financeiro, bem como, estar atento para as consequências derivadas da existência de diferentes níveis de atividade e mudanças na política econômica que podem

afetar seu ambiente de decisão, principalmente as relacionadas ao investimento de capital.

Assaf (2012) destaca ainda que os desequilíbrios na economia como: taxas de juros, desajustes de mercado, ausência de poupança de longo prazo, intervenções frequentes na regra da economia entre outros aspectos vêm exigindo uma capacidade mais analítica e questionadora das unidades decisórias.

O capital que se aventura no mercado de ações, está em busca de uma rentabilidade acima dos retornos oferecidos nos outros mercados, e seu comportamento é um constructo de uma série de variáveis (econômicas, empresariais, institucionais, etc.), que se aliam e se constroem a todo o momento (NASCIMENTO, 2007).

Corroborando com a discussão Grôppo (2004), aponta que após a estabilização econômica pós-plano real, o mercado acionário brasileiro teve um grande salto no seu desenvolvimento, tanto em termos de volume de negócios quanto na eficiência alocativa. Isso ficou bastante evidente pela busca de diversificação de seus *portfólios*, principalmente por parte dos investidores internacionais. Havendo, portanto, maior interesse desses agentes em saber como mudanças nas variáveis econômicas brasileiras podem impactar no mercado acionário.

Nesse escopo, Silva *et al* (2011) destacam que os agentes de mercado e os formuladores de política econômica buscam compreender quais são os possíveis efeitos relativos à intensificação da capacidade de investimentos, através de um funcionamento mais eficiente na bolsa de valores e seu impacto na dinâmica das variáveis macroeconômicas. Além disso, o bom desempenho desses indicadores pode promover credibilidade do país e incentivar o aumento do ingresso de capitais no mercado acionário.

Dessa forma, de um lado, há o aumento da atenção, por parte dos investidores internacionais, sobre o mercado acionário brasileiro, na busca da diversificação de seus *portfólios* e, de outro lado, há uma crescente importância dos mercados acionários nos países denominados emergentes, entre eles o Brasil. Nesse contexto, pode ser bastante interessante e relevante para os agentes diretos e indiretos do mercado financeiro, o conhecimento sobre possíveis efeitos que

variáveis macroeconômicas possam ter sobre o mercado de capitais. (GRÔPPO, 2004).

As organizações que mensuram seus níveis de susceptibilidades a determinados dados econômicos permitem se preparar e minimizar seus riscos. Assim, analisar como variáveis macroeconômicas impactam nos preços ou índices em bolsa, principalmente em países que historicamente são marcados pela instabilidade econômica, com altas taxas de juros e inflação, como é o caso de países emergentes como o Brasil, pode acarretar benefícios como: planejamento e melhor uso do tempo, planejamento de recursos, avaliação dos riscos e previsão por meio de controle. (MAXIMIANO, 2004).

Carmona (2009) destaca algumas variáveis do ambiente econômico que têm influência direta na mensuração do valor de um ativo, ou seja, no aumento ou na deterioração de seu valor.



**Figura 01:** Fatores de risco associados a um ativo

**Fonte:** Adaptado de Carmona (2009).

O entendimento da dinâmica desses indicadores é relevante na medida em que mudanças nos mesmos não afetam apenas os resultados individuais das empresas, mas também setoriais; o que repercute na bolsa e nas expectativas de retornos por parte dos investidores. Nesse ínterim, a CNB-Comissão Nacional de Bolsas (2005) destaca que o sucesso do investimento em ações depende fundamentalmente da capacidade de análise do investidor. À medida que o mercado de capitais se desenvolve, diminuem as chances do incauto que baseia suas decisões em “boatos ou dicas”.

Ainda nesse contexto que caracteriza as diferentes relações econômicas e financeiras em diferentes setores. Uma Moderna Teoria de Carteiras, com origem na área econômico-financeira, desenvolvida por Markowitz (1952) *apud* Gonçalves *et al* (2012) da qual se desenvolveram diferentes modelos de otimização de *portfólio*. Destaca que no contexto financeiro o risco total de um ativo (seja este ativo um título de uma empresa negociado no mercado de capitais ou projeto desta empresa) pode ser decomposto em duas vertentes:

- **Risco diversificável ou não sistemático:** risco inerente a determinada empresa, tal como greve, absolutismo e suas consequências;
- **Risco não diversificável ou sistemático:** risco que não pode ser evitado, pois existe em razão das flutuações de toda a economia.

Para Chiavenato e Sapiro (2009, p. 146) a incerteza sobre o futuro não pode ser eliminada. Mas, conhecendo os limites de predição, bem como existência de paradigmas ou modelos mentais recorrentes, pode-se adotar abordagens estratégicas mais flexíveis e que sejam eficazes para a previsão de diferentes futuros.

Pode-se dizer que a gestão de risco passou de simples intuição a um processo analítico criterioso envolvendo o lado técnico e financeiro que se integraram às operações da organização. Hoje, empresas de médio e grande porte nos países desenvolvidos não podem abrir mão das práticas de gestão de risco, pois a mesma se tornou um processo de grande responsabilidade dos gestores financeiros das empresas, adquirindo ainda mais importância no caso dos bancos e outras instituições financeiras. (CORRÊA e RAÍCES, 2005 p. 255).

O risco de mercado é um risco muito difuso e afeta em muitos aspectos os investimentos. Por exemplo, quando as taxas de juros aumentam, todos os investimentos são afetados negativamente, embora em diferentes graus. Quando a economia enfraquece, todas as empresas sentem os efeitos, embora de forma cíclica. Quando o dólar se fortalece em relação a outras moedas, isso tem um impacto significativo sobre os lucros e valores de empresas com operações internacionais. (DAMODARAN, 2004, p. 144).

Os casos relacionados com a incerteza são comuns na área financeira. Muitas vezes, os analistas têm que avaliar operações com poucas informações, o que pode levar a conclusões errôneas e inferências pouco fundamentadas. Na prática, as empresas estão expostas a diferentes tipos de riscos e em intensidades diferentes, dependendo do ramo do negócio. (CARMONA, 2009). Assim, esse risco independe da forma como a empresa é financiada, restringindo-se exclusivamente às decisões de investimentos, como exemplos: sazonalidade do mercado e variações de taxas de juros de mercado. (ASSAF e LIMA, 2014, pág. 14).

Nesse viés, Corrêa e Raíces (2005) destacam que quando se fala em gestão de riscos em *commodities* agrícolas, pode-se ter a ideia errada de que o único a ser focado é o preço. No entanto, apontam que para uma gestão eficaz de risco temos de compreender cada tipo de risco envolvido das operações, avaliando cada um deles, definindo a política e o limite de risco que se quer correr. Definindo como principais tipos de riscos envolvidos na comercialização de *commodities*: risco de mercado, risco cambial, risco de taxa de juros, risco de base e risco operacional.

Corroborando, Eiteman, Stonehill e Moffett (2013), destacam que o gerenciamento de riscos financeiros (taxas de câmbio, taxas de juros e preços de *commodities*) tem crescido muito nos últimos anos. Segundo eles, todas essas variáveis financeiras introduzem risco aos fluxos de caixa da empresa. Assim, a identificação, mensuração e gerenciamento desses riscos deve ser observada cautelosamente como medida de gerenciamento estratégico associado à estrutura de capital da empresa.

Portanto, tomar uma decisão num ambiente em que a volatilidade dos ativos praticamente impossibilita aos agentes que operam nele uma visão mais abrangente do que acontece na economia e de como variáveis como receitas e preços tendem a ser afetadas, ainda representa um grande desafio para analistas. Assim, o uso de mecanismos de previsão tornam-se vitais como auxílio à compreensão dos riscos inerentes num provável cenário de total incerteza.

A produção agrícola é de difícil previsão, pois está constantemente sob risco de intempéries-problemas de difícil controle por parte dos agricultores. A atividade possui uma elevada incerteza e um grande risco associado, o que é um complicador adicional para os agentes que trabalham no âmbito do agronegócio. Este fato faz

com que a oferta de produtos agrícolas seja muitas vezes classificada como instável. (ARBAGE, 2006, p. 178).

Ainda a respeito dos riscos inerentes à atividade agrícola, a Cavalcante, Misumi e Rudge (2005, p. 129) destacam que toda atividade econômica é especulativa. Assim, o agricultor, um agente econômico que planta uma *commoditie* agrícola, por exemplo, desembolsa valores conhecidos na época do plantio e corre os riscos de fatores externos até a ocasião da colheita (variações do clima, epidemias, perdas de armazenagem). Além desses fatores, outros riscos podem comprometer o capital do agricultor e se traduzem no processo de formação do preço da *commoditie* agrícola no mercado. Portanto, a cadeia de interessados, cada qual com seu próprio risco, vai deste o produtor até o consumidor final.

Destarte, o conhecimento sobre finanças dentro do contexto do agronegócio pode representar uma vantagem competitiva para todos aqueles agentes que atuam vendendo, comprando, ou apenas especulando nesse tipo de mercado. Principalmente como forma de mitigação do risco sistemático que tanto afeta a produção rural.

## **2.2. Evidências empíricas da relação causal entre variáveis macroeconômicas e o retorno acionário em diferentes mercados**

Na literatura sobre finanças existem diversos trabalhos que evidenciam a relação causal entre variáveis macroeconômicas específicas e variáveis financeiras, especificamente que estudam as oscilações nos preços das ações na BM&FBovespa. Chen, Roll e Ross (1986) utilizando uma aproximação do modelo *Arbitrage Pricing Theory-APT* desenvolvido por Ross (1976) utilizaram 4 variáveis: produção industrial, taxa de inflação, risco de crédito e estrutura a termo da taxa de juros para analisar qual o efeito das mesmas sobre o mercado acionário. Concluindo que as mesmas possuem realmente um efeito sobre o mercado acionário, na medida em que afetam a habilidade das firmas em gerarem fluxo de caixa, tornando-se fatores de risco sobre o mercado de ações.



Mais recentemente, baseando em modelos adaptados por Granger (1986)<sup>1</sup> e Lee (1992), Bjorland e Leitemo (2004) analisaram o nível de interdependência entre política monetária americana e o índice S&P500 utilizando o modelo VAR. Segundo os autores, as utilizações do VAR têm sido altamente difundida pela sua capacidade em envolver diversas variáveis em um único esquema de estimação. Neste estudo, os autores identificaram um elevado nível de interdependência entre a taxa de juros e o retorno dos ativos no mercado acionário, mas eles atribuíram a maior parte desses resultados a fatores não-fundamentais. Segundo eles, as variações explicadas pelas inovações no próprio mercado é um exemplo de choque não-fundamental (*nonfundamental shock*).

Corroborando com investigações anteriores, Grôppo (2004) realizou um estudo, cujo objetivo principal era analisar a relação causal entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o mercado acionário brasileiro (representado pelo Ibovespa), utilizando para isso o modelo de Vetores Autorregressivos com Correção de Erro (VECM). Nesse estudo, ele utilizou as seguintes variáveis: a taxa de câmbio efetiva real, o preço do barril de petróleo no mercado internacional, a taxa de juros de curto prazo deflacionada, índice de produção industrial e o índice médio mensal de ações da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa). Concluindo que, dentre as variáveis utilizadas, a taxa básica de juros da economia é a que mais impacta no índice da Bovespa. Esse resultado mostra a importância exercida pela taxa de juros na economia brasileira, sugerindo, assim, que os agentes econômicos que investem no mercado acionário brasileiro veem o investimento em renda fixa como sendo grande substituto das aplicações em ações. O estudo conclui ainda que um choque inesperado na taxa de câmbio real leva a redução do Ibovespa já num primeiro momento.

Moolman e Du Toit (2003) destacam que de um modo geral, as variáveis mais utilizadas na literatura para explicar o desempenho do mercado de capitais de um país são o desempenho dos mercados de capitais internacionais, a inflação, as taxas de juros doméstica, a taxa de câmbio, o risco país, o desempenho macroeconômico.

---

<sup>1</sup> Sugeriu que a validade da proposição de Chen *et al.* (1986) deveria ser examinada com a aplicação da co-integração. Se as séries fossem ditas cointegradas, isto é, integradas de mesma ordem e como uma combinação linear, seria estabelecida uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, mascarando ou viesando possíveis resultados de causalidade obtidos por métodos econométricos.

Pimenta e Higuchi (2008) realizaram um estudo cujo objetivo era analisar a relação de causalidade entre um conjunto de variáveis macroeconômicas selecionadas e o retorno dos ativos no mercado acionário brasileiro, utilizando o enfoque multivariado VAR. As variáveis selecionadas foram a taxa de juros (SELIC), a taxa de câmbio (PTAX) e a inflação (IPCA), e o retorno do mercado acionário brasileiro representado pelo Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa). O estudo compreendeu o período entre julho de 1994, início do Plano Real, e junho de 2005. Os resultados do modelo, mostraram que a taxa de câmbio (PTAX) é, dentre as variáveis selecionadas, a que apresentou nível de causalidade mais elevado em relação ao Ibovespa. Apesar disso, nenhuma das variáveis selecionadas apresentaram uma relação de causalidade estatisticamente significativa em relação ao Ibovespa.

Para Silva, Meneses e Fernandes (2011), esse novo cenário de investimentos influencia o comportamento das variáveis macroeconômicas e da sua dinâmica intrínseca. Ou seja, a entrada de moeda estrangeira, através da compra de ações na bolsa de valores, pode causar variações no câmbio, o direcionamento de recursos das famílias para o mercado acionário é capaz de aumentar a produtividade das empresas, ou ainda às variações nas taxas de juros podem atrair mais investimentos estrangeiros.

Um estudo semelhante aos anteriores, cujo objetivo era analisar se no período de estabilidade econômica brasileira, especificamente pós-implantação do regime de metas, houve uma relação significativa entre um conjunto de variáveis macroeconômicas (CÂMBIO, SELIC, PIB e IGP-M) e o índice de preços com os ativos no mercado de ações brasileiro, representado pelo Ibovespa, foi realizado por (SILVA, MENEZES e FERNANDEZ, 2011). Esse estudo foi feito através de um modelo de Vetor Auto Regressivo (VAR) e foram realizados testes de Granger para identificar as relações de causalidade. Os resultados sugerem que há uma relação significativa entre o Ibovespa e a taxa de câmbio e em menor intensidade com a Selic. Em contrapartida, o Ibovespa apresentou pouca influência sobre o PIB e no nível de preços (IGP-M).

Segundo Leite e Sanvicente (1994) *apud* Pimenta e Higuchi (2008) a importância desempenhada pelos índices que avaliam as flutuações médias das cotações das ações negociadas nas diversas bolsas de valores do mundo fornecem

a cada momento uma noção precisa das tendências do mercado acionário e, conseqüentemente da economia como um todo. Acrescentando que o Ibovespa, além de funcionar como referência para se avaliar o desempenho das ações ou carteiras de investimentos no Brasil, é também uma referência para análise macroeconômica, por refletir o desempenho geral da economia; um padrão de risco, que reflete as tensões do mercado acionário; e um indicador antecipado da atividade econômica nacional.

Visando compreender como os preços das ações respondem a choques externos, principalmente de políticas econômicas, tem crescido na literatura sobre finanças a utilização de modelos multifatoriais, como é o caso do impacto de variáveis macroeconômicas sobre a oferta pública de ações. Por meio de um Modelo Econométrico GARCH com Mudança de Regime Markoviano para séries financeiras, Ameer (2011) analisou a relação entre fatores macroeconômicos e ofertas públicas iniciais de ações (IPO) na Malásia entre 1990 a 2008. Para esse estudo ele utilizou as variáveis macroeconômicas: taxas de juros e produção industrial, concluindo que existe uma relação de causalidade entre essas variáveis e o IPO e que tal relação mostrou-se mais intensa em períodos de baixo crescimento econômico. Concluiu também que quando o governo adota aperto na política monetária, provocando aumento nas taxas de juros e conseqüentemente quedas nos dividendos das ações causaria efeito negativo sobre o IPO.

Assim, analisando o mercado brasileiro, Oliveira e Franscaroli (2014) através da estimação por um Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) pretenderam analisar quais os principais efeitos e relações das variáveis macroeconômicas e as ofertas públicas de ações no Brasil, durante o período de janeiro de 1998 a janeiro de 2012. Para esse estudo eles utilizaram como variáveis explicativas; taxa de juros, produção industrial, taxa de inflação e como variável explicada o retorno dos ativos no mercado acionário. Através da técnica de decomposição da variância e das funções de impulso-resposta eles constataram que a maior parte dos desvios causados na variância do IPO é explicada por ela mesma (cerca de 90% em 10 anos), seguida da SELIC e do IPCA. Quanto ao teste de causalidade de Granger, constaram que todas as variáveis afetam em nível a emissão de ofertas públicas e ações, com exceção do Ibovespa.

Num estudo semelhante, mas com a utilização de outros estimadores, Matsuo e Eid Jr (2004), analisaram a influência de fatores macroeconômicos nas emissões primárias de ações e debêntures no Brasil, utilizando o modelo dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Nesse estudo as variáveis que refletiam o custo de capital eram: Índice Bovespa, Juros Reais e Liquidez em Bolsa; como variáveis da estrutura de capital foram usados: Investimento direto estrangeiro e investimento direto em carteira e como fatores representativos do nível de atividade econômica e do ambiente econômico foram usados: *Spread do C-Bond* e Dívida Pública total.

Eles constataram, nesse estudo, que as decisões de captar recursos externos eram influenciadas por fatores da conjuntura macroeconômica e que a escassez de recursos no mercado doméstico aliado ao ambiente de incertezas econômicas e políticas parecem ser motivadores de um comportamento oportunista do tipo *market timing*<sup>2</sup> e também que o fato da razão da dívida pública total (PIB) se relacionar negativamente com as emissões primárias, reforça a hipótese de que há um efeito de *crowding out*<sup>3</sup> no mercado de capitais brasileiro para o período analisado.

Para Leal (2000) *apud* Grôppo (2004), o mercado de capitais no Brasil possui determinadas limitações, obrigando os gestores das empresas a conhecerem o *timing* de captar recursos, classificados como momentos de euforia, derivado quer por uma redução da taxa de juros ou pelo retorno no mercado acionário. Percebe-se, que o ambiente e o nível de atividade econômica aliada ao custo de capital são determinantes no processo de captação de recursos de financiamento.

Sousa (2011), com a utilização do modelo *Arbitrage Pricing Theory-APT*, desenvolveu um estudo num segmento do agronegócio. Para essa pesquisa, ele utilizou as séries históricas dos retornos mensais das ações de empresas do setor de papel e celulose negociadas na BM&FBovespa como variável dependente, e como variáveis independentes as séries de fatores macroeconômicos como: taxas de juros, taxa de câmbio e taxa de inflação e de fatores específicos dos setor e papel e celulose como: preço, exportação e produção de papel e celulose. Concluindo através desse estudo que existem fortes indícios de que o mercado acionário de papel e celulose no Brasil é ineficiente quanto ao sua forma fraca.

---

<sup>2</sup> É a estratégia de fazer decisões de compra ou venda de ativos financeiros pela tentativa de prever os movimentos futuros dos preços de mercado.

<sup>3</sup> É quando o investimento do setor público compete por recursos físicos e financeiros com o setor privado, podendo gerar uma redução do investimento privado. (SONAGLIO *et al*, 2010)

A literatura aborda também, alguns estudos empíricos realizados por pesquisadores de outros países que visavam analisar a relação entre os preços de ativos e a atividade econômica de alguns países, como exemplo, Know e Shin (1999), cujo objetivo era analisar se a atividade econômica corrente poderia explicar as variações no índice do mercado coreano, tomando como base a resposta dos preços em relação a algumas variáveis macroeconômicas, utilizando para isso o teste de co-integração e o teste de causalidade de Granger. Os resultados revelaram que as percepções dos investidores coreanos em relação aos movimentos dos preços das ações do (KSE-Korea Stock Exchange) são completamente diferentes das dos investidores de outros países como Estados Unidos e Japão. Concluindo que o mercado coreano é mais sensível às atividades de comércio internacional em relação à taxa de juros ou da inflação.

Ainda nessa perspectiva, Achسانی e Strohe (2002) exploraram a relação causal entre os retornos do (JSE-Jakarta Stock Exchange) a algumas variáveis macroeconômicas selecionadas como: crescimento de produção doméstica, exportações, índice de produção industrial, inflação, preços do petróleo, taxa de câmbio, oferta monetária, taxa de juros de longo prazo e *call money rate*. Os resultados mostraram que para o mercado da Indonésia oito das nove variáveis estudadas não co-integrados, conforme metodologia VECM adotada por eles.

Posteriormente Nisha (2015) realizou um estudo ainda no mercado indiano. Neste trabalho, ele utilizou fatores globais e domésticos para entender como os mesmos impactavam sobre os retornos das ações da Bolsa de Valores de Bombaim (BSE). Concluindo que variáveis domésticas como taxa de juros, preços do ouro, taxa de câmbio e oferta de moeda apresentaram um impacto considerável sobre o retorno das ações da BSE. Ele observou que o retorno das ações no mercado indiano de Bombaim (BSE) é fortemente impactado por fatores macroeconômicos em nível global, o que corrobora com outros estudos, como Sigh (2010), apontando que o governo da Índia deve focar em políticas econômicas que proporcionem a estabilidade do mercado acionário tanto em nível doméstico quanto em relação ao nível global da economia indiana.

Oscan (2012) realizou no mercado turco um estudo cujo objetivo era analisar o nível de relacionamento entre um conjunto de variáveis macroeconômicas selecionadas (taxas de juros, índice de preços ao consumidor, taxa de câmbio,

preços do ouro, preços do petróleo, volume de exportações e déficit em conta corrente) e o ISE-Istambul Stock Exchange mensalmente entre os anos de 2003 a 2010. Constatando através do teste de co-integração de Johansen que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis e que o ISE apresenta uma causalidade bidirecional no sentido de Granger com as variáveis econômicas investigadas.

Corroborando, Gan *et al* (2006) realizaram um estudo similar, só que em um país desenvolvido. Eles examinaram através da causalidade de Granger um conjunto de variáveis macroeconômicas e o Índice de Ações da Nova Zelândia entre os meses de janeiro de 1990 a janeiro de 2003. Constatando que em geral o Índice de Ações da Nova Zelândia não é um dos principais indicadores para mudanças nas variáveis macroeconômicas. Abrindo precedentes para estudos mais profundos, principalmente em economias emergentes, visando melhor entender em que medida o mercado acionário é impactado pela atividade econômica e vice-versa.

Na literatura sobre finanças, principalmente com uso de séries financeiras, podem ser encontradas variadas metodologias e modelos empíricos que reforçam as abordagens apresentadas nos trabalhos anteriores. Assim, Albuquerque *et al* (2014), realizaram uma análise por meio do modelo econométrico de previsão ARMAX, buscando investigar se a receita de empresas listadas no setor siderúrgico da BM&FBovespa sofria algum tipo de influência de fatores de ordem macroeconômica como: PIB, SELIC e inflação e também as séries defasadas dos próprios desempenho econômico. Nesse estudo, eles constataram que de fato, os dados passados são relevantes para as estimativas de resultados futuros. Verificaram também que a variável que mais influenciou o modelo foi a Selic, seguida do PIB e do IPCA.

Medeiros e Ramos (2004) desenvolveram um trabalho empírico onde procuraram investigar quais eram os fatores que determinavam efetivamente o desempenho e a volatilidade do mercado de ações brasileiro. Verificaram através de um modelo econométrico com heteroscedasticidade condicional autoregressiva com processo tipo GARCH (1.1) que os determinantes positivos para o crescimento do mercado acionário foram: a atividade econômica, a taxa de câmbio e o desempenho dos mercados de capitais internacionais, enquanto que os determinantes negativos foram a taxa de juros e o risco país. Constataram também que o modelo acionário

reflete o comportamento errático da economia brasileira, que é caracterizado por problemas estruturais associados a crises conjunturais, muitas vezes causadas por políticas macroeconômicas equivocadas.

Bressan (2003) elaborou um estudo com o objetivo de testar a aplicabilidade de modelos de previsão de séries temporais em negociações de contratos futuros de boi gordo, café e soja, em operações de compra e venda de contratos nesses mercados. Os modelos estudados foram os ARIMA, Estruturais (Lineares Dinâmicos) e de Redes Neurais. A construção dos modelos se baseou em dados secundários obtidos junto à Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), para a realização de previsões entre janeiro de 1998 e dezembro de 1999, nos meses em que se negociaram contratos de cada produto.

Os resultados foram analisados a partir do desempenho preditivo e de critérios operacionais de compra e venda de contratos em datas próximas do vencimento, utilizando o Índice Sharpe como parâmetro de comparação entre os mercados. Com base nos resultados ele concluiu que, para o período analisado, o modelo com melhor desempenho simulado nos três mercados é o ARIMA que, em função de sua rápida adaptabilidade e estrutura parcimoniosa, produz as melhores previsões em termos agregados, com médias positivas nas simulações de compra e venda de contratos futuros das três *commodities*. Ele observou ainda que a construção e ajuste dos modelos envolve um *trade-off*<sup>4</sup> em termos da adaptação do modelo estimado à série de dados e seu poder de previsão e que os resultados fornecem uma nova ferramenta de análise do mercado de *commodities* agropecuárias, que pode ser utilizada para a identificação de tendências de preço em negociações num horizonte de curto prazo.

Grôppo (2004) destaca que, apesar do mercado acionário para economias emergentes como a brasileira ainda não ser bastante desenvolvido, como ocorre nas economias “maduras”, a sua importância vem aumentando significativamente, indicando que os mercados em países em desenvolvimento estão se tornando cada vez mais atraentes e acessíveis para investidores estrangeiros que buscam

---

<sup>4</sup> Expressão que define uma situação em que há conflito de escolha. Ele se caracteriza em uma ação econômica que visa à resolução de problema mas acarreta outro, obrigando uma escolha. Ocorre quando se abre mão de algum bem ou serviço distinto para se obter outro bem ou serviço distinto.

diversificar os seus portfólios, e assim, maximizar seus retornos ou minimizar seus riscos.

Portanto, o mercado de capitais desempenha um importante papel para a economia de um país, principalmente por aproximar o tomador de recursos do poupador de recursos, viabilizando o desenvolvimento e expansão da capacidade produtiva de um país. Assim, para muitos autores, a geração de informação no momento de um investimento é imprescindível para um investidor. Mas infelizmente, na falta dela, muitos agentes superavitários deixam de aplicar recursos por não disporem de mecanismos exatos que os auxiliem no momento do investimento com receio inclusive sobre as expectativas de retornos e sobre os rumos da economia.

### 3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

#### 3.1. Classificação da pesquisa

Quanto à natureza, esta pesquisa é classificada como quantitativa, uma vez que quantifica e tabula os dados para posterior análise. Sendo assim, a presente pesquisa buscará analisar a relação de causalidade entre um conjunto de variáveis econômicas selecionadas e a receita bruta em empresas listadas no segmento de agronegócio da BM&FBovespa.

Quanto aos meios, a pesquisa identifica-se como bibliográfica e documental, uma vez que o estudo fará uso de livros, periódicos, dissertações, teses e artigos publicados em revistas nacionais, internacionais e também anais de eventos, como forma de aprofundar a base teórico-empírica da pesquisa. Buscou-se, portanto, informações junto aos demonstrativos financeiros e relatórios suplementares extraídos dos *websites* das empresas, além de dados secundários:

- ✓ **Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&FBovespa):** séries históricas do receita bruta trimestral das empresas;
- ✓ **Economática :** séries históricas trimestrais dos retornos das ações;
- ✓ **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE):** séries históricas dos valores do PIB trimestral da Agropecuária;
- ✓ **Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea/Esalq/Usp):** séries históricas também do PIB do Agronegócio anual;



- ✓ **Banco Central do Brasil:** séries históricas dos agregados econômicos selecionados e específicos do agronegócio;
- ✓ **Ipea DATA:** séries históricas dos agregados econômicos selecionados;

Quanto aos fins, a pesquisa classificar-se como descritiva, na medida em que descreve e analisa as oscilações ocorridas nas séries históricas, tanto do mercado financeiro, quanto da conjuntura econômica do agronegócio. Dessa forma, o presente estudo caracterizar-se pela análise da relação causal entre as variáveis estudadas, e aplicação de modelos e testes econométricos para melhor compreender a relação de uma variável em detrimento das outras e se tal oscilação ocorreu de forma linear, mas sem interferir em nenhum momento na essência dos dados analisados.

### 3.2. Procedimentos e instrumentos de coletas de dados

Quanto à coleta dos dados sobre as variações na receita bruta, procedeu-se à consulta nos *sites* das empresas e nos Demonstrativos Contábeis Padronizados (DCP) disponíveis no *site* da BM&FBovespa:

- Demonstração do Resultado do Exercício (DRE);
- Notas Explicativas (NE);
- Relatório da Administração (RA).

Por serem originados das atividades operacionais principais das empresas, os valores das Receitas Brutas foram obtidas das respectivas DRE's, pois as mesmas possuem um padrão regular de variação, permitindo assim maior poder preditivo em termos estatísticos, além de apresentar menores interferências oriundas das agruras impostas pela legislação fiscal ou outros fatores que inviabilizem uma melhor comparação. Estão, pois, disponíveis no *site* da BM&FBovespa/CVM e Economática, no ícone consulta empresas listadas, e no campo Relatórios Financeiras, Demonstrações Financeiras Padronizadas-DFP, em séries trimestrais, semestrais ou anuais. Podem ser consultadas também em consultorias especializadas como a Economática e Blumberg.

Uma observação importante a ser feita a respeito das séries trimestrais de receita, é que estão disponíveis apenas até o terceiro trimestre, ou seja, o quarto

trimestre não é divulgado pela BM&FBovespa. Portanto, para obtenção do quarto trimestre, subtraiu-se o valor da receita anual (de janeiro a dezembro de cada ano) pelos valores dos últimos três trimestres (janeiro e setembro de cada ano). Procedimento esse observado em investigações similares e feito para todas as companhias integrantes da amostra.

### 3.3. População e Amostra da pesquisa

A BM&FBovespa juntamente com a CVM-Comissão de Valores Mobiliários disponibilizam os dados financeiros de inúmeras empresas de capital aberto, sendo que desse total aproximadamente 33 empresas com ações na Bolsa têm a atividade principal ou secundária ligada a algum segmento do agronegócio, com atividades como: agricultura, carnes e derivados, laticínios, cigarros e fumos, papel e celulose, madeira, açúcar e álcool, máquinas agrícolas.

Para esta pesquisa foram selecionadas 8 companhias que disponibilizam seus dados financeiros publicamente. Portanto, pode-se classificar essa amostra como sendo probabilística aleatória simples, uma vez que todos os elementos constantes na pesquisa têm a mesma chance de serem incluídos na amostra. Sendo que, optou-se por essa amostra em decorrência das séries históricas que as mesmas apresentam e por serem bem representativas do setor de agronegócio, conforme Tabela 01:

**Tabela 01** – Empresas listadas na BM&FBovespa do Segmento de Agronegócio

RAZÃO SOCIAL	NOME DE PREGÃO	SEGMENTO DO AGRONEGÓCIO
EUCATEX S.A. IND. E COMÉRCIO.	EUCATEX	Madeira
BRF FOODS S.A	BRF	Alimentos processados
KLABIN S.A	KLABIN	Papel e Celulose
EXCELSIOR ALIMENTOS S.A.	EXCELSIOR	Carnes e Derivados
CONSERVAS ODERICH	ORETICH	Indústria de Alimentos
JOSAPAR-JOAQUIM OLIVEIRA S.A.	JOSAPAR	Alimentos Diversos
RENAR MACAS S.A.	RENAR	Agricultura
METISA METALURGICA TIMBOENSE S.A.	METISA	Máquinas e Eq. de C. e Agrícolas

**Fonte:** Informações extraídas do site da BM&FBovespa.<sup>5</sup>

Informações colhidas dos *sites* das empresas integrantes da amostra revelam alguns dados importantes sobre as atividades desenvolvidas por elas:

<sup>5</sup><http://www.bovespa.com.br/Principal.asp>

- **Eucatex S.A. Ind. e Comércio:** A Indústria Moveleira tem na Eucatex um dos maiores fornecedores de painéis MDP, Tamburato e chapas de fibras de madeira. Produzidos com o avançado sistema contínuo, tecnologia de ponta e 100% de madeira de eucalipto, os painéis MDP e o Tamburato Eucatex são utilizados na fabricação de móveis residenciais, para escritórios, hotéis e instalações comerciais.
- **BRF Foods S.A.:** Nasce a partir da associação entre Perdigão e Sadia, uma das maiores companhias global do setor alimentício, reforçando a posição do país como potência no agronegócio. A BRF é uma das maiores exportadoras mundiais de aves e destaca-se entre as maiores empresas globais de alimentos em valor de mercado, respondendo por mais de 9% das exportações mundiais de proteína animal. Atuando nos seguintes segmentos: carnes, alimentos processados de carnes, lácteos, margarinas, massas, pizzas e vegetais congelados, com marcas consagradas como Sadia, Perdigão e Qualy, entre outras.
- **Klabin S.A.:** É um grupo industrial brasileiro, especializada em papéis, cartões para embalagens, embalagens de papelão ondulado e sacos industriais e organizada em quatro unidades de negócios (Florestal, Papéis, Embalagens de Papelão Ondulado e Sacos Industriais).
- **Excelsior Alimentos S.A.:** é uma empresa gaúcha que desenvolve produtos, industrializando carne suína e frango para a mesa dos brasileiros. São presuntos, fatiados em geral, patês, salsichas, linguiças e congelados: pizzas, lasanhas, empanados e pão de queijo.
- **Conservas Oderich S.A:** Fabrica a mais completa linha de conservas de carnes, legumes, compotas de frutas, molhos, *pickles*, atomatados e maioneses do Brasil. As diversas frutas, legumes e verduras são produzidas por mais de 2000 famílias de agricultores em parceria com a Oderich. As carnes bovinas, suínas e de frango, mais de 150 toneladas por dia, são fornecidas por frigoríficos que atendem as normas e padrões internacionais.
- **Josapar-Joaquim Oliveira S.A:** A Josapar é uma empresa de produtos alimentícios, uma das maiores do país, com origem no Rio Grande do Sul, mais precisamente no município de Pelotas, na região Sul do Estado.

Atualmente, está presente em pontos de venda em todo o Brasil, além de ter seus produtos exportados para mais de 40 países. Entre os destaques da empresa estão as marcas Tio João, Meu Biju e SupraSoy, além de outras marcas e linhas que você pode conferir em nossa sessão de produtos.

- **Renar Maçãs S.A.:** Caracteriza-se pelo cultivo e pela produção de maçãs para a indústria alimentícia, sendo seus principais produtos a maçã desidratada e a polpa congelada, além do cultivo de mudas;
- **Metisa Metalúrgica Timboense S.A:** Comercialização de ferramentas agrícolas, lâminas para corte de pedras ornamentais, ferramentas de penetração de solo, acessórios ferroviários, peças para implementos rodoviários, além de ferramentas manuais e arruelas.

Os segmentos conectados ao agronegócio são diversificados e dinâmicos, uns possuem correlação direta com a produção de base agrícola, pecuária ou florestal, outras estão relacionadas indiretamente e são altamente tecnificadas e investem em muita pesquisa. Portanto, apesar de pequena, essa amostra pode apresentar significativos resultados que possibilitem melhor compreender como tais variáveis tendem a se relacionar para esse segmento da economia brasileira.

### **3.4. Variáveis utilizadas**

Sobre as variáveis macroeconômicas Sachs e Larrain (2000, p. 5) destacam que muitos dos temas-chave de que trata a macroeconomia envolvem variáveis como o nível geral de produção, o desemprego, a inflação e o saldo em conta corrente, ou seja, essas variáveis macroeconômicas podem ser examinadas sob diferentes perspectivas do tempo: no presente, no curto prazo, ou no longo prazo. Cada horizonte de tempo requer um modelo distinto que ajude a entender os fatores específicos que determinam as distintas variáveis macroeconômicas.

Assim, a escolha das variáveis baseou-se em três critérios: suporte na teoria sobre finanças e economia-financeira, utilização de pesquisas anteriores com metodologias parecidas ou correlatas ao tema abordado e disponibilidade de acesso à fonte de dados, sendo este último foi o mais restritivo, uma vez que, pela própria natureza da investigação a operacionalidade dos dados mostrou difícil.

As séries históricas de dados utilizadas neste trabalho têm periodicidade trimestral e referem-se ao intervalo do primeiro trimestre de 2003 (2003.T1) ao segundo trimestre de 2015 (2015.T2). Portanto, tem-se para essa pesquisa um total de 50 trimestres para cada companhia, sendo que cada modelo (8 modelos) têm um total de 250 observações ( $n_i = 250$ ) com  $k=4$ , totalizando o trabalho todo com 2.000 observações ( $n_t = 2.000$ ). Descrição das variáveis usadas segue abaixo:

**Mercado acionário brasileiro:** Receita Bruta Trimestral de cada companhia site (BM&FBovespa/Economática/CVM).

**PIB da agropecuária:** em R\$ milhões (Contas Nacionais /IBGE-www.ibge.gov.br).

**IPA:** Índice de preços no atacado-produtos agropecuários (FGV-Fundação Getúlio Vargas).

**Taxa real de Juros:** taxa OVER SELIC (www.ipeadata.gov.br).

**Taxa de Câmbio:** R\$ / US\$ - comercial - compra - média - R\$ (BCB-www.bcb.gov.br).

Todas foram utilizadas como endógenas, sendo a receita tratada como variável a ser explicada e as demais como variáveis explicativas. Esse procedimento foi feito para todas as companhias integrantes da amostra, o que rendeu 8 modelos estimados pelo VAR. Quando às séries econômicas, algumas são disponíveis apenas em valores mensais, assim, para obtenção dos valores trimestrais, foram calculados pela média aritmética convencional.

Para as estimações dos valores do PIB-Agro o IBGE reporta seus cálculos pelo critério de preços constantes, isto é, entre dois anos consecutivos, as produções de ambos são avaliadas a preços do primeiro ano. Trata-se de critério mundialmente utilizado que expressa a expansão ou retração do volume produzido em cada setor ou na economia como um todo.

No entanto, Frances (1998) *apud* Gujarati (2006), destaca que séries temporais financeiras como: preços das ações, taxa de câmbio, taxas de inflação, etc., apresentam muitas vezes um fenômeno chamado *volatility clustering*<sup>6</sup> que é reflexo do resultado do comércio entre compradores e vendedores, além de outros

---

<sup>6</sup> Aglomeração de Volatilidade: períodos em que seus preços apresentam grandes oscilações por um extenso período de tempo, seguidas de períodos em que há relativa calma.

motivos como noticiário televisivo que podem levar a diversas interpretações positivas ou negativas do mercado, além de e eventos econômicos exógenos.

Vale ressaltar que a utilização de médias dos indicadores é um procedimento que visa diminuir distorções nos resultados dos testes causados por efeitos dinâmicos, como mudanças de regras de tributação, variações nas taxas de juros, entre outros, é o que se observa em diferentes estudos empíricos similares a este.

### **3.5. Modelos e testes utilizados**

Nas duas últimas décadas, a abordagem de séries de tempo ganhou cada vez mais popularidade em economia, especialmente para a previsão de curto prazo, onde esses modelos têm provado serem mais adequados do que os modelos econômicos tradicionais de regressão.

Ramanathan (2002) menciona que um dos modelos mais aplicados em análises econométricas, especialmente para a previsão de curto prazo, é conhecido como modelos de séries temporais. Estes modelos, normalmente relacionam uma variável dependente com seus valores passados e com os erros aleatórios que podem estar correlacionados, apontando que os modelos de séries temporais não são geralmente baseados em algum comportamento econômico fundamental.

Um desses modelos de análise econométrica consiste na metodologia dos Vetores Autorregressivos (VAR), que permite analisar a existência e/ou intensidade da relação entre variáveis, através da decomposição de variância e da análise de funções de resposta a impulso. Essa metodologia consiste basicamente numa regressão univariada em um ambiente multivariado, em que cada equação baseia-se no modelo MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) de variáveis auto defasadas e demais variáveis integrantes do modelo.

Num modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) assumindo-se que todas as variáveis sejam endógenas, em que o vetor  $y_t \in R^n$  no instante  $t$  sendo definida apenas por seus valores defasados e pelo ruído branco  $\epsilon_t \in R^n$ . Assim o modelo geral de VAR assume que  $y_t$  depende de  $y_{t-1}; y_{t-2} \dots y_{t-p}$  (até  $p$  defasagens) e do vetor de resíduos  $\epsilon_t$  que estão correlacionados entres eles no instante  $t$ , mas não estão correlacionadas em momentos anteriores a  $t$ . Portanto, com base Gujarati (2006) sua fórmula pode ser estimada como:

$$y_t = c + \sum_{k=1}^p A_k y_{t-k} + e_t \quad (01)$$

Em que:

$y_t$  = é um vetor ( $n \times 1$ )  $\in R^n$  no instante  $t$  das variáveis empregadas no modelo;

$c = \in R^n$  representa o vetor de interceptos;

$A_k = \in R^{n \times n}$ ,  $k = 1, 2, 3, \dots, p$  são as matrizes dos coeficientes no modelo;

$e_t = \in R^{n \times n}$  Vetor dos resíduos, tal que:  $E[\epsilon_t] = 0 \in R^n$ ,  $E[\epsilon_t \epsilon_t^T] = \Sigma \in R^n$ .

Busca-se com esse abordagem econométrica de séries temporais analisar a relação entre o desempenho econômico de firmas do agronegócio e alguns agregados econômicos ao longo do tempo, possibilitando construir um modelo de previsão para empresas do referido segmento com ações na BM&FBovespa.

Para testar a estacionariedade das séries, será utilizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), objetivando encontrar a ordem de integração das variáveis de interesse, ou seja, verificar a presença ou ausência de raízes unitárias na série analisada. Segundo Santoris (2003, p.370) os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) consistem na estimação das equações pelo método MQO. Em que - equação (02): sem intercepto; equação (03): com intercepto e a equação (03): com intercepto e tendência, conforme fórmulas abaixo:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (02)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (03)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (04)$$

Portando, nas equações acima as hipóteses a serem testadas são:  $H_0: \gamma = 0$  e  $H_1: \gamma < 0$ . Se o valor calculado para a estatística Dickely-Fuller Aumentado (ADF) for maior que o valor crítico, rejeita a hipótese de que a série temporal seja estacionária.

Nesta pesquisa os critérios de informação a serem adotados para determinar a número de defasagens do modelo serão os de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQC), que também serão a base para a escolha do melhor modelo de Vetores Auto regressivos (VAR). O diagnóstico do melhor modelo deve ser feito para se ter certeza de que o modelo escolhido é adequado para explicar todas as interações entre a variável e valores passados dela mesma ou de choques passados, aquela equação que apresentar o maior valor para os critérios AIC, SC e HQC, representa o modelo mais adequado. Isso significa que os resíduos devem ser desprovidos de qualquer tipo de autocorrelação, portanto, devem ter características de um ruído branco. (SARTORIS, 2003).

O *Akaike's Information Criterion (AIC)* será calculado como:

$$AIC = \ln\sigma^2 + \frac{2}{T} (\text{número de parâmetros}) \quad (05)$$

E para o cálculo do *Schwartz Bayesian Criterion (SC)* utilizar-se-á:

$$SC = \ln\sigma^2 + \frac{\ln T}{T} (\text{número de parâmetros}) \quad (06)$$

*Hannan-Quinn Information Criterion (HQC)*. Normalmente é utilizado como alternativo ao AIC e SC, sua fórmula consiste:

$$HQC = -2L_{max} + 2k \log \log n \quad (07)$$

Em que  $\sigma^2$  é a soma dos quadrados dos resíduos estimados do processo auto regressivo da ordem  $p$ ;  $T$  é o número de observações em AIC e SC;  $L_{max}$  representa o log de verossimilhança;  $k$  = número de parâmetros e  $n$  = número de observações em HQC.

Para Silva *et al* (2006) a etapa seguinte seria testar a existência de co-integração entre as variáveis analisadas. A co-integração identifica se processos não estacionários apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo, ou seja, duas ou mais séries de tempo não estacionárias co-integram se tem uma relação de longo prazo estável com resíduos estacionários. Os testes de co-integração entre duas ou mais séries econômicas permitem aceitar ou rejeitar a relação de longo prazo existente entre essas variáveis.



Antes de testar a co-integração é necessário observar se as séries são integradas de mesma ordem, pois as variáveis precisam ter a mesma ordem de integração, para isso utiliza-se o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

Conforme Gujarati (2000) o procedimento proposto por Engle e Granger (1987) para testar a existência de uma raiz unitária no vetor dos resíduos da regressão de co-integração em um conjunto de variáveis econômicas pode ser verificado através de duas etapas:

A primeira etapa, precede ao teste introduzido por Dickey e Fuller (1979) para a presença de uma raiz unitária em cada uma das séries  $Y_t$  e  $X_t$ , através da estimação pelo método dos mínimos quadrados das seguintes equações:

$$\Delta Y_t = c_1 + \varphi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (08)$$

$$\Delta X_t = c_2 + \varphi X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta X_{t-j} + u_t \quad (09)$$

Assim, a hipótese nula do coeficiente  $\varphi = 0$  é testada para a existência de raiz unitária na série analisada.

A segunda etapa é testar a relação de equilíbrio entre as variáveis, ou seja, caso os testes anteriores indiquem que as séries são integradas de ordem um  $I(0)$ , deve-se proceder à estimação da regressão de co-integração, utilizando-se a seguinte função:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

Se os resíduos ( $\hat{\varepsilon}_t$ ) da equação (10) acima apresentarem estacionariedade, ou seja,  $I(0)$ , então as variáveis  $X_t$  e  $Y_t$  serão co-integradas de ordem (1,1).

Pelo método MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) pode-se estimar o seguinte modelo:

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \gamma_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum \gamma_2 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + e_t \quad (11)$$

Assim sendo, conclui-se que, se a hipótese nula de  $\gamma_1 = 0$  for rejeitada, a série dos resíduos não contém raiz unitária, sendo portanto uma série estacionária cujas variáveis  $X_t$  e  $Y_t$  são co-integradas.

O modelo proposto por Engle-Granger (1987) para análise de co-integração possui algumas limitações, pois esse teste só pode ser usado quando existe apenas um vetor de co-integração. Assim, quando há mais de uma variável explicativa, existirão outras relações de equilíbrio que necessitam de testes mais específicos. Nesse caso, um dos procedimentos mais indicados seria o teste de co-integração proposto por Johansen-Juselius (1990), que foi o utilizado nesta investigação, uma vez que utilizou-se 4 variáveis explicativas:

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \Pi y_{t-1} + \varphi d_t + \mu + \varepsilon_t \quad (12)$$

Em que:

$y_t$  = vetor com  $k$  variáveis;

$\varepsilon_t$  = erro aleatório;

$d_t$  = vetor de variáveis binárias para captar a variação estacional.

Sendo  $r$  o posto (número de linhas não-nulas de uma matriz escalonada) da matriz  $\Pi$ , então  $\Pi$  tem  $r$  raízes características ou autovalores estatisticamente diferentes de zero. Nessas condições 3 situações podem ocorrer:

[01] se  $r = k$ , então o vetor  $y_t$  é estacionário;

[02] se  $r = 0$ , então  $\Delta y_t$  é estacionário;

[03] se  $0 < r < k$ , então existem matrizes de coeficientes se  $\alpha$  e  $\beta$  tais que  $\Pi = \alpha\beta'$  e o vetor  $\beta y_t$  é estacionário.

Sendo que  $\alpha$  representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo, enquanto  $\beta$  é uma matriz de coeficientes de co-integração de longo prazo. Assim, duas estatísticas podem ser utilizadas para testar a hipótese nula de que existem  $r$  vetores co-integrados:

O teste traço, que é dado por:

$$\lambda_{trace} = 2 \ln(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (13)$$

E o teste máximo autovalor, representado pela equação:

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (14)$$

Em que:

$Q \Rightarrow$  Função de verossimilhança restrita maximizada/função de verossimilhança sem restrição maximizada;

$\lambda_i \Rightarrow$  Valores estimados das raízes características obtidas da matriz  $\Pi$  estimada;

$T \Rightarrow$  Número de observações

Tem-se que se os valores calculados para os testes  $\lambda_{trace}$  e  $\lambda_{max}$  forem superiores aos valores críticos, então rejeita-se a hipótese nula de não haver co-integração.

Nem sempre a existência de correlações entre variáveis pode explicar exatamente que uma causa na outra ou que ambas se causam. Assim, o teste de causalidade de Granger, pressupõe que a informação relevante para a previsão das variáveis utilizadas num modelo está contida unicamente nos dados da série temporal dessas variáveis. Esse teste envolve o seguinte par de regressões, Gujarati (2000):

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-j} u_{1t} \quad (15)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i X_{t-j} u_{2t} \quad (16)$$

Vale ressaltar que quando se analisa mais de uma variável, esta se lidando com uma causalidade bidirecional. E nesse modelo, pressupõe que os distúrbios  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$  não são correlacionados.

### 3.6. Apresentação, tratamento e interpretação de dados

Os dados sobre a Receita Bruta das empresas foram coletados, como relatado anteriormente, nos respectivos Demonstrativos Financeiros Padronizados (DFP) disponíveis na BM&FBovespa/CVM. Assim, além dos dados das séries históricas, foi examinado o conteúdo das NE (Notas Explicativas Financeiras)

emitidas pelas auditorias internas ou independentes e os RA (Relatórios da Administração e também do Conselho Fiscal), disponíveis publicamente nos respectivos *sites* dessas companhias e da BM&FBovespa. Tal procedimento visa encontrar indícios que expliquem a variação de outros componentes não evidenciados nos demonstrativos financeiros: DRE e DFC, tais como: critérios contábeis para mensuração de ativos e passivos, políticas internas de gestão que tenham influenciado direta ou indiretamente na composição das receitas, despesas e custos, decisões tomadas pelo conselho fiscal ou administrativo em nível estratégico que possibilitassem entender como a receita se comportou diante de choques econômicos inesperados.

Assim, todas as séries foram tabuladas e organizadas com o auxílio das planilhas eletrônicas do *Microsoft Excel*®, e os cálculos efetuados pelo pacote econométrico *GRET-L-Gnu Regression, Econometrics and Time-series*. Após as respectivas tabulações dos dados, os mesmos foram organizados, processados e trabalhados com a posterior emissão e interpretação dos resultados encontrados, conforme segue detalhamento nas seções seguintes.

#### **4. ANÁLISE E INTERPRETAÇÃO DE DADOS**

Nesta seção serão apresentados os resultados encontrados através das análises econométricas das séries temporais de cada empresa integrante da amostra separadamente. Portanto, será apresentado primeiramente os testes de raiz unitária (ADF Aumentado), visando verificar a ordem de integração das séries econômicas, ou seja, quantas diferenças são necessárias para que as séries se tornem estacionárias. Posteriormente será calculado o teste de co-integração de Johansen (VECM), esse teste busca identificar se as relações entre os processos não estacionários apresentam relação de equilíbrio de longo prazo. Finalizando com o modelo de vetores autoregressivos convencional (VAR) com função impulso-resposta e decomposição da variância.

Como relatado anteriormente, em qualquer análise econométrica, o primeiro passo a ser dado é verificar a ordem de integração das séries no tempo. Pois, só é possível a estimação de um modelo de regressão confiável se as séries forem estacionárias (i) e integradas de ordem  $I(0)$ , ou forem integradas de mesma ordem (i)

e forem  $I(d)$ . Esses testes relevantes são derivados da estimação pelo método dos mínimos quadrados da seguinte autorregressão entre as variáveis envolvidas.

Assim, esse procedimento foi realizado para todos os oito modelos autoregressivos das 8 empresas integrantes das amostras conforme resultados expostos nas tabelas nas secções posteriores.

#### 4.2.1. Modelo VAR para a empresa Eucatex S.A Indústria a Comércio.

Antes da análise econométrica propriamente dita, faz-se uma análise da situação econômico-financeira e operacional vivenciada pela empresa Eucatex S.A. Tal análise mostra-se relevante, pois permite melhor aprofundamento e compreensão dos números encontrados com a metodologia VAR. Assim, de acordo a Diretoria Administrativa, os demonstrativos financeiros consolidados são apresentados de acordo com os *International Financial Reporting Standards (IFRS)*. Salvo quando indicado de outro modo, os valores monetários estão expressos em milhões de Reais (R\$ MM) e as comparações feitas referem-se a igual período do ano anterior.

Distribuição da Receita Líquida (R\$ MM)	3T15	3T14	Var. (%)	9M15	9M14	Var. (%)
Segmento Madeira	227,6	222,0	2,5%	641,8	614,3	4,5%
Segmento Tintas	70,0	66,4	5,4%	188,0	179,7	4,6%
Outros	13,5	8,3	63,4%	24,0	21,1	13,7%
<b>Receita Líquida</b>	<b>311,0</b>	<b>296,6</b>	<b>4,9%</b>	<b>853,8</b>	<b>815,1</b>	<b>4,8%</b>

**Figura 02:** Distribuição da receita pelo segmento de atuação-Eucatex S.A.

**Fonte:** Release de resultados do 3T15-Eucatex S.A.

A Receita Líquida Total atingiu R\$ 311,0 milhões, ante R\$ 296,6 milhões no 3T14, crescimento de 4,9%. No Segmento Madeira, a queda de volume no mercado interno foi compensada pelo aumento nas exportações. A Receita total do segmento apresentou expansão de 2,5% no 3T15, reflexo da ascensão contínua das exportações (20,7%). O Segmento de Tintas apresentou crescimento de 5,4% na Receita Líquida, refletindo aumento de preços.

Mais uma vez os indicadores econômicos apresentam deterioração, tornando o cenário projetado ainda mais adverso. A divulgação de indicadores, nesse trimestre, demonstrou:

- ✓ aumento do desemprego que atingiu 7,6% em set/15, 2,7 p.p. superior ao mesmo período do ano anterior;
- ✓ rendimento real com queda de 4,3%, corroído pela inflação que apresenta alta acumulada nos últimos 12 meses de 9,93%;
- ✓ queda na renda dos trabalhadores, reflexo dos maiores índices de desemprego e também do menor poder de negociação, o que impede aumentos reais de salário;
- ✓ crédito livre para pessoa física com projeção de queda de, aproximadamente, 9% para este ano, devido às restrições impostas pelos agentes financeiros, por conta do receio da inadimplência e do aumento das taxas de juros.

O cenário político, marcado pelas notícias da operação lava jato e pela falta de governabilidade, e a divulgação de indicadores econômicos negativos, têm contribuído para que os índices de confiança do consumidor e do empresário permaneçam nos menores patamares da série histórica. Tudo isso tem afetado significativamente a atividade econômica dos principais setores de atuação da Companhia: a indústria moveleira e a construção civil.

A Companhia tem realizado esforços no sentido de aumentar suas exportações, o que, até o momento, trouxe resultados positivos: crescimento de 79,3% na receita, quando comparado o 3T15 e o 3T14. Esse aumento de vendas, associado ao da lucratividade, tem contribuído para manutenção das atividades da Companhia em níveis próximos ao realizado em 2014. Além das exportações, estão em curso iniciativas de reduções de custos e investimentos, visando preservar a Companhia nesse período que se mantém desafiador.

Destarte, para a análise econométrica das séries utilizadas no modelo VAR da empresa Eucatex S.A. a determinação do processo autorregressivo foi realizado através dos procedimentos de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQC), sendo estes dois últimos os mais consistentes em termos de estimação. Portanto, a melhor ordem de processo autorregressivo encontrado foi: R\_EUCATEX com AR(4); CAMBIO E SELIC com AR (2), respectivamente; IPA com AR (1) e PIB\_Agro com AR (6), conforme tabela seguinte.

**Tabela 02** – Resultados dos Testes Dickey-Fuller Aumentado para Eucatex S.A.

Variáveis		IPA	PIB-Agro	CAMBIO	SELIC	R_EUCATEX
Lags		1	6	2	2	4
<b>P-value assintótico</b>	$\tau_{nc}$	1,71E-05	0,07031	4,46E-07	2,40E-05	2,93E-13
	$\tau_c$	7,44E-05	0,004212	4,21E-05	0,0004628	4,36E-14
	$\tau_{ct}$	0,0004836	0,000954	6,51E-05	0,000571	2,36E-13
<b>Estatística Teste</b>	$\tau_{nc}$	-4,63044	-1,78716	-5,47692	-4,23679	-7,69701
	$\tau_c$	-5,20716	-3,69449	-5,38288	-4,28707	-8,35734
	$\tau_{ct}$	-5,22178	-4,6077	-5,22196	-4,73381	-8,27225
<b>Conclusão</b>		Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$	Rejeita $H_0$

$\tau_{nc}$ –Estatística Teste sem a constante

$\tau_c$ –Estatística Teste com a constante

$\tau_{ct}$ –Estatística Teste com constante e tendência

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O teste foi realizado inicialmente em nível para as cinco variáveis analisadas nesse modelo, constando que em ambos os casos não se rejeitou a hipótese nula ( $H_0$ ) de existência de raiz unitária. No segundo momento aplicou a primeira diferença com as defasagens especificadas acima, constatando-se que: para a variável IPA os elementos deterministas tendência e constante podem ser incluídas no modelo a 1% de significância, fato já constatado na plotagem dos dados em nível; para a variável PIB-Agro observou-se novamente que os elementos tendência e constante devem ser incluídos a 1% (0,004212 e 0,000954); para a variável CAMBIO constatou-se também que constante pode ser ou não incluída no modelo (4,46E-07 e 4,21E-05); SELIC também apresentou tendência e a opção de inclusão ou não de constante e a variável R\_EUCATEX também seguiu a tendência das variáveis anteriores. Sendo que em ambos os casos com 1% de significância pode-se incluir tendência e constante. Quanto ao teste Dickey-Fuller Aumentado rejeitou a hipótese nula de existência de raiz unitária para ambas as variáveis deste modelo, constatando que todas as séries mostraram-se estacionárias em primeira diferença e assim foi feito nas demais análises.

Após verificar a ordem de integração das variáveis e identificá-las como sendo todas  $I(1)$ , realizou o teste de co-integração com objetivo de analisar as relações de longo prazo entre as variáveis. Co-integração em séries temporais é de

suma importância para quem trabalha com séries econômicas, pois possibilitam estudar e analisar relações estruturais entre as séries envolvidas. Mais precisamente, testes de co-integração permitem determinar se as séries temporais envolvidas possuem ou não uma relação a longo prazo (GRÔPPO, 2004). Existe, portanto na literatura vários testes para verificar a ordem de integração, sendo que para esse estudo utilizou-se o método proposto por Engle-Granger (1988). Esse teste assume que existe evidência de uma relação de co-integração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais;
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos da regressão de co-integração.

Assim, os cálculos foram realizados individualmente assumindo-se as variáveis endógenas em pares; exemplo (Receita e PIB; Receita e Selic; Receita e Ipa; Receita e Câmbio), os resultados encontram-se na tabela seguinte:

**Tabela 03** – Regressão de co-integração da Eucatex S.A.

Variáveis explicativas	Coefficientes	Erro padrão	Razão-t	p-valor <sup>1</sup>
Constant	3863,72	2276,67	1,697	0,0967*
PIB-Agro	-0,696589	0,176377	-3,949	0,0003***
IPA	-23,6336	96,888	-0,2439	0,8084
CAMBIO	-14424,5	12789,8	-1,128	0,2655
SELIC	13113,2	21475,2	0,6106	0,5446

<sup>1</sup>O teste ADF para raiz unitário dos resíduos dessa regressão foi de 7,607e-006 com inclusão da constante

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

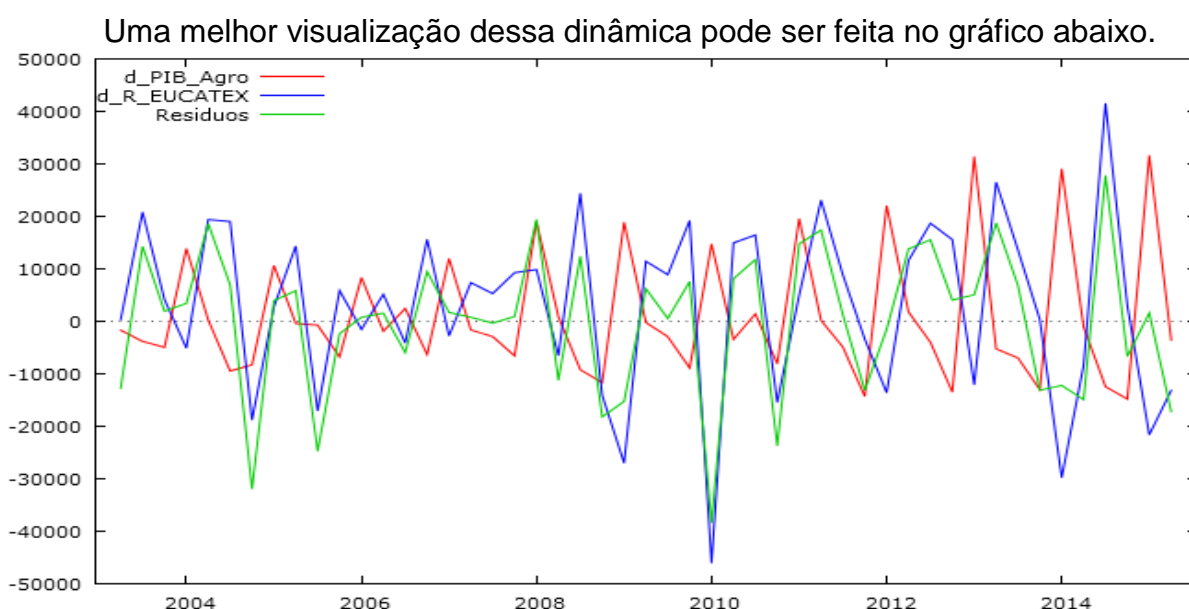
\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O teste utilizou todas as variáveis diferenciadas de ordem  $I(1)$  e em logaritmo, portanto a variável PIB-Agro mostrou-se significativa a 1%. E o teste rejeitou a hipótese nula de existência de raiz unitária entre os resíduos da regressão também a 1%, o que revela que os resíduos são estacionários e que existe pelo menos um vetor de co-integração para esse primeiro modelo analisado.



Quanto aos coeficientes das variáveis PIB-Agro e IPA, esperava-se que os mesmos apresentassem um sinal positivo, pois um aumento na atividade econômica do agronegócio ou dos preços das *commodities* agrícolas, poderia ser um fator impactante para aumento na rentabilidade desse segmento, no entanto para esse teste não foi o que se observou. Resultados similares obtidos em um estudo realizado por Jones e Kaul (1996), para o mercado americano e canadense, apontaram que tal evento acontece, pois existe uma racionalidade dos choques entre essas variáveis, ou seja, um incremento no preço de uma *commodity* (como soja, milho, café, petróleo) eleva os custos de produção e impacta negativamente nos fluxos de caixa correntes e futuros a depender do segmento.



**Gráfico 01:** Plotagem de co-integração entre as variáveis analisadas-Eucatex S.A.  
**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O gráfico confirma o que os testes haviam revelado, visualmente percebe-se uma relação consistente de longo prazo, principalmente o movimento conjunto entre as variáveis Resíduos e R\_Eucatex.

Após a aplicação dos testes de raiz unitária e de co-integração, onde constatou-se a estacionariedade das variáveis em primeira diferença e que as mesmas apresentam uma relação de longo prazo, ou seja, ao menos um vetor de co-integração foi encontrado. Aplicou-se o modelo de Vetores Autoregressivos com Correção de Erro (VECM), uma vez que, os requisitos foram preenchidos e é o procedimento mais correto empregado na literatura. Portanto, para melhor analisar essas relações todas as cinco variáveis foram convertidas em logaritmo natural para

melhor captar as elasticidades entre essas variáveis e suas variações em termos percentuais.

**Tabela 04:** Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (EUCATEX)

<b>Modelo 1: Estimação com 1 posto, 3 defasagens e constante sem restrições</b>						
Variável	Coeficiente	Razão-t	p-value	ATC <sup>1</sup>	ARCH <sup>2</sup>	NM <sup>3</sup>
Const	0,151438	0,6565	0,5167			
d_I_R_EUCATEX_1	-0,56704	-3,278	0,0027***			
d_I_R_EUCATEX_2	-0,430535	-2,445	0,0208**			
d_I_R_EUCATEX_3	-0,0609307	-0,4038	0,6893			
d_I_PIB_Agro_1	0,0337875	0,6298	0,5338			
d_I_PIB_Agro_2	0,0910885	1,79	0,0839*			
d_I_PIB_Agro_3	0,0728952	1,586	0,1236			
d_I_IPA_1	0,487429	2,049	0,0496**			
d_I_IPA_2	-0,160313	-0,6048	0,55	<b>0,69</b>	<b>0,970683</b>	<b>0,0057</b>
d_I_IPA_3	0,615843	2,384	0,0239**			
d_I_CAMBIO_1	-0,0116166	-0,0866	0,9316			
d_I_CAMBIO_2	-0,0012223	-0,0084	0,9934			
d_I_CAMBIO_3	0,0168904	-0,1118	0,9118			
d_I_SELIC_1	0,0477944	0,3132	0,7564			
d_I_SELIC_2	-0,445021	-2,177	0,0377**			
d_I_SELIC_3	0,0897733	0,5286	0,6011			
EC1	-0,0168077	-1	0,5385			

<sup>1</sup>Teste de Autocorrelação de Ljung-Box 'Q'

<sup>2</sup>Teste de Heterocedasticidade de ordem 4 LM

<sup>3</sup>Teste de Normalidade de Doornik-Hansen

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

\*\*\*Significante a 1%

**Nota:** Estatística Durbin-Watson usada nessa pesquisa: limite de 1,85 - 2,15

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

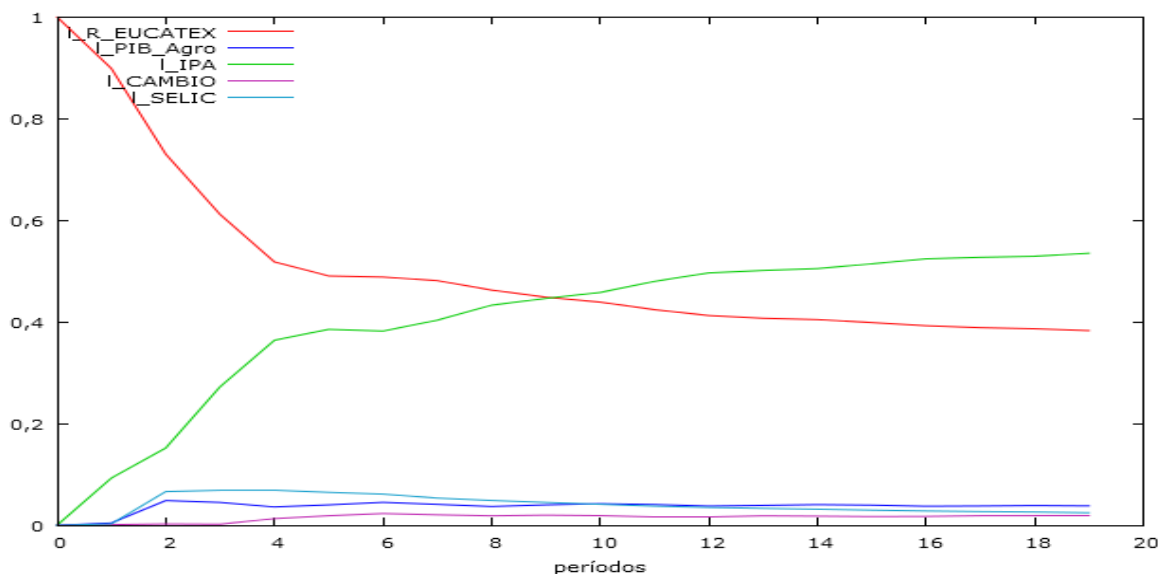
Foram feitas várias simulações com diferentes defasagens, tanto com as variáveis em nível quanto em primeira diferença, no entanto a melhor equação encontrada foi a exposta acima (com 3 defasagens) que apesar de algumas variáveis não serem estatisticamente significantes, o modelo foi o melhor encontrado utilizando-se essa técnica de correção de erro; sendo que as variáveis mais significativas foram: d\_I\_R\_EUCATEX\_1; d\_I\_R\_EUCATEX\_2; d\_I\_IPA\_1; d\_I\_IPA\_3 e d\_I\_SELIC\_2. Outrossim, não houve autocorrelação dos resíduos (estatística Durbin-Watson = 1,990530), a hipótese de haver Heterocedasticidade foi rejeitada. Entretanto quando se testou a normalidade dos resíduos (p-valor =

0,0057), a hipótese nula de haver normalidade foi rejeitada. Segundo Lopes (1995) a literatura já vem mostrando que a hipótese de normalidade dos resíduos para dados econômicos raramente é aceita. O CAMBIO foi uma variável que não apresentou muita significância para esse modelo.

Nessa parte são apresentados os resultados do ajustamento do modelo VECM, considerando a influências contemporâneas das principais variáveis utilizadas na pesquisa sobre a variável R\_Eucatex. O modelo foi especificado com variáveis logaritmizadas e em primeira diferença. Assim, uma variação de 1% na variável R\_Eucatex tende a diminuir em -0,56% dela mesma no primeiro momento e em -0,43% no segundo. Quanto à variável IPA 1% tende a impactar positivamente em 0,487% da variável receita no primeiro momento e em 0,61% no terceiro.

Apesar de suas limitações, um dos métodos de identificação mais populares entre os macroeconomistas continua sendo o procedimento de ortogonalização dos resíduos do VAR com base na chamada “decomposição de Cholesky”, que impõe uma estrutura recursiva à matriz de relações contemporâneas entre as variáveis do modelo – de modo que a primeira variável não seja afetada contemporaneamente por nenhuma das demais, a segunda seja afetada apenas pela primeira, a terceira seja afetada pelas primeiras duas, e assim por diante. Ao pesquisador cabe apenas selecionar a “ordenação causal” adequada das variáveis sob análise; feito isso, o modelo é exatamente identificado e é possível proceder à investigação das inter-relações entre as variáveis por meio de funções de resposta a impulso e decomposição de variância dos erros de previsão do modelo.

Portanto, buscando melhor ordenar as variáveis dentro da matriz, foi utilizada a decomposição de Cholesky na seguinte ordem: CAMBIO, SELIC, IPA, PIB-Agro e R\_Eucatex. Tratamento similar observado em outros trabalhos que tratavam com variáveis do mercado financeiro (taxa de juros, câmbio, índices de bolsas, preços de ações) e do mercado nacional e internacional (exportações, importações, PIB/GDP), a exemplo de Gjerde e Sættem (1999), Busgslatter (2002) e Grôppo (2004). “Essa maneira lógica de ordenação pode ser relativamente trivial, a qual não é baseada em nenhuma teoria econômica confiável, mas nós imaginamos ser um bom ponto de partida.” (BURSTALLER, 2002, p. 64).

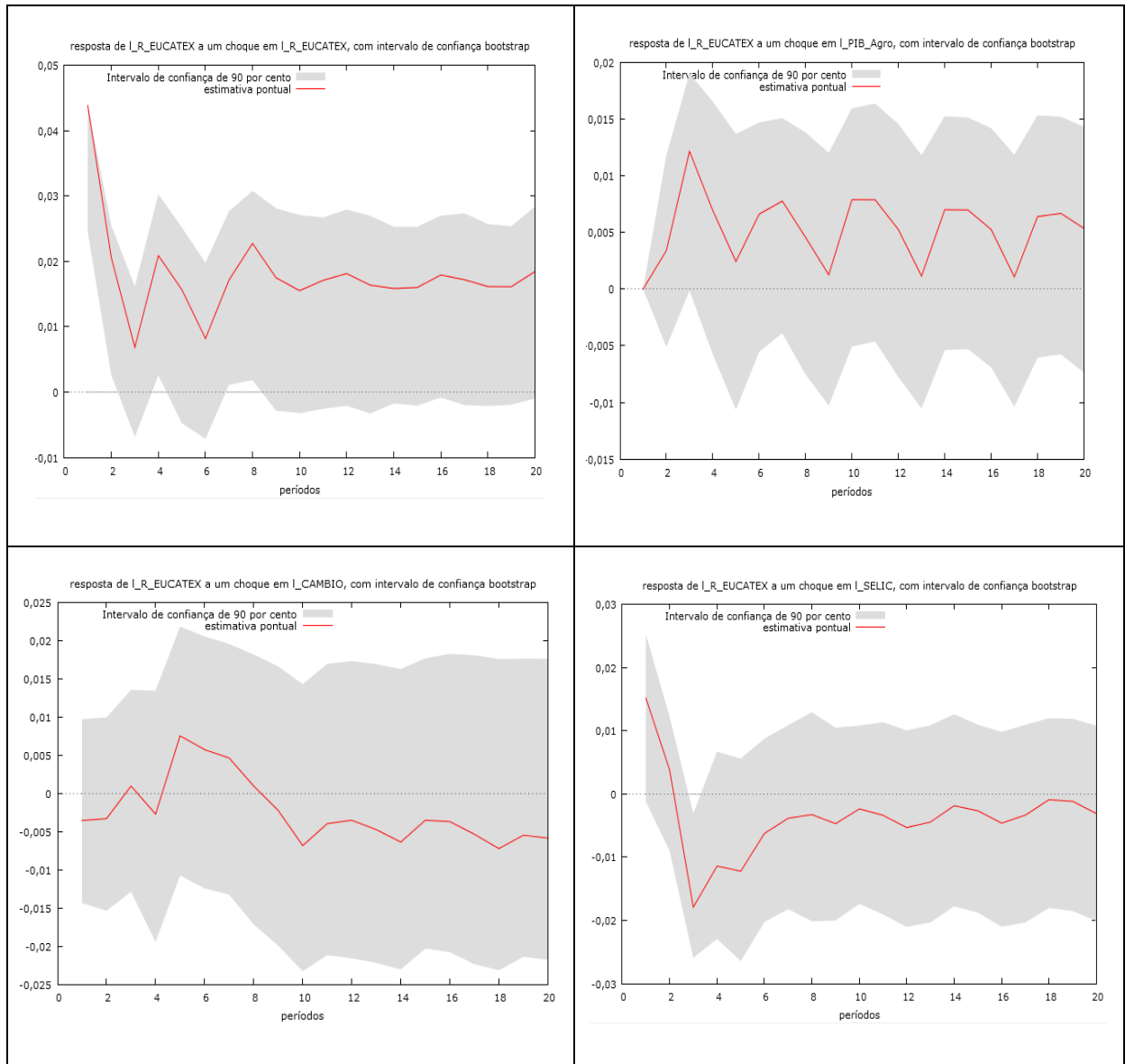


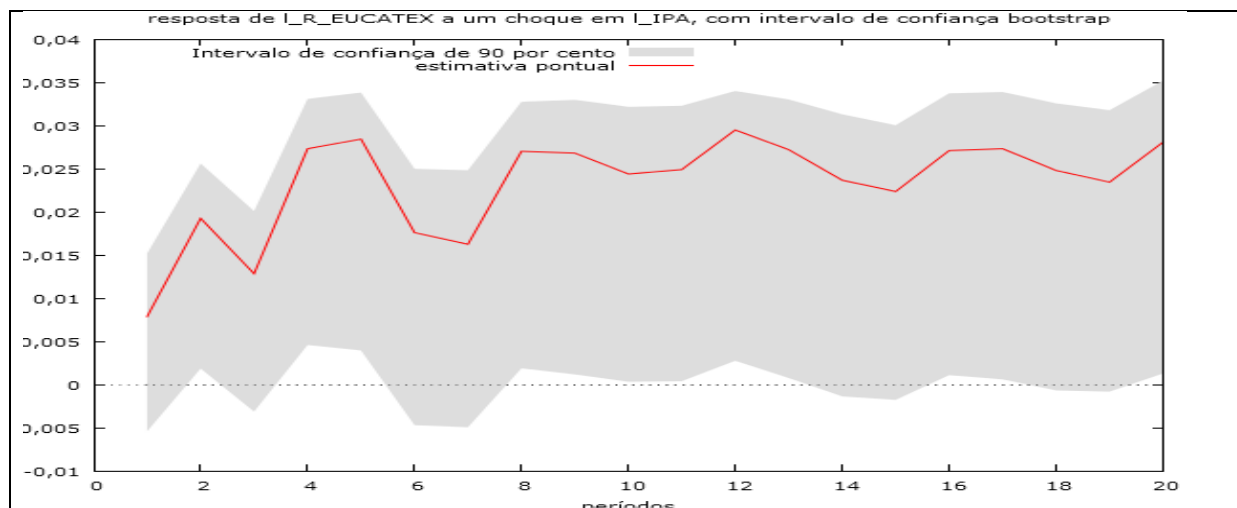
**Gráfico 02:** Decomposição da variância da previsão para R\_Eucatex  
**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O gráfico apresenta os resultados da decomposição da variável explicada R\_Eucatex, que corresponde à receita bruta da empresa Eucatex S.A. empregando para isso o procedimento de Bernanke. Assim, como estimativas para 20 períodos após o choque têm que no primeiro período a variável R\_Eucatex representa 100% das variações nela mesma. A partir do 10º período a variável R\_Eucatex explica 44,87% dela mesma e 44,63% é explicada pela variável IPA. Ao fim do 20º período, a variável IPA responde por 53,52% das variações da variável R\_Eucatex e com tendência crescente. As variáveis PIB\_Agro, SELIC e CAMBIO permanecem praticamente inalteradas.

A análise da decomposição de variância do erro de previsão deixa claro o poder explicativo da variável IPA (Índice de Preços no Atacado-Produtos Agropecuários). Essa variável é um indicador econômico de abrangência nacional e é o principal componente do Índice Geral de Preços (IGP-DI). Sua estrutura baseia-se nas pesquisas estruturais de setores agroindustriais (25 produtos agropecuários), além das contas nacionais. Portanto, variações nos preços dos produtos agroindustriais podem impactar na receita de empresas desse mesmo segmento a partir do 9ª período, fato já esperado, conforme pesquisas anteriores de Pimenta e Huguchi (2008), Silva, Menezes e Fernandes (2011) ao trabalharem com o IGP-M e outros indicadores de preços de mercado.

É pertinente analisar também como um choque em cada variável do modelo é recebido pela variável endógena R\_Eucatex. Essa relação é apresentada nos gráficos de função impulso-resposta, que mostra o quanto cada variável endógena contribui para o erro de previsão da variável de interesse.





**Gráficos 03:** Gráficos da função impulso-resposta em R\_Eucatex

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Mais uma vez para essa etapa utilizou o procedimento de Bernanke com todas as variáveis em logaritmos e em primeiras diferenças e utilização do modelo VECM. Assim, um choque estrutural na própria receita tende a responder nela mesma já no primeiro momento em torno de +0,45% e com tendência decrescente para -0,07% entre o segundo e o sexto períodos. Outro destaque é que um choque estrutural na taxa básica de juros (Selic) tem uma resposta negativa na receita em torno de -0,024%. Quanto às demais variáveis, sofrem um pequeno efeito sazonal positivo entre o 2º e o 8º períodos, apresentando tendência constante ao longo do décimo período.

Esse choque na variável PIB-Agro que é sentido em períodos sazonais pode ser explicado pela atividade desenvolvida por essa empresa, cujo volume de vendas e consequente receita se concentram em determinadas épocas do ano. Assim, um aumento nos preços dos produtos agroindustriais (medido pelo IPA) é sentido imediatamente pela receita da empresa Eucatex S.A. Essa variação tende a se estabilizar positivamente a partir do 9º período. Observa-se, quando há um choque no CAMBIO, a receita sofre um aumento repentino, no entanto, vai diminuindo ao longo do tempo até se estabilizar no 10º período. Um choque na variável SELIC provoca uma resposta repentina na receita, a partir do 4º período essa tendência tende a se normalizar negativamente.

A identificação de uma relação estatística entre duas variáveis, por mais forte que seja, não pode ser o único critério para estabelecer uma relação causal entre

elas. Assim, o teste de causalidade proposto por Granger visa superar as limitações do uso de simples correlações entre variáveis e procura determinar o sentido causal entre duas variáveis, estipulando que X "Granger-causa" Y se valores passados de X ajudam a prever o valor presente de Y. Os resultados estão na tabela abaixo:

**Tabela 05:** Teste de causalidade de Granger da Eucatex

Null Hypothesis	F-statistic	Test	Decision
I_R_Eucatex Does Not Granger Cause I_R_Eucatex	5,99003	0,0025	Reject***
I_R_PIB_Agro Does Not Granger Cause I_R_Eucatex	3,8432	0,0193	Reject**
I_R_IPA Does Not Granger Cause I_R_Eucatex	4,223	0,0132	Reject**
I_R_CAMBIO Does Not Granger Cause I_R_Eucatex	0,13829	0,9363	Does Not Reject*
I_R_SELIC Does Not Granger Cause I_R_Eucatex	4,85552	0,0023	Reject***

**Note:** Cálculos realizados com 3 lags.

Estatística Durbin-Watson para esse teste foi de: 2,041488 (Limite de 1,85 - 2,15)

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Essa estatística foi feita com três defasagens usando o modelo de autorregressão vetorial. Para esta estatística de teste, o GRETL utiliza os mínimos quadrados ordinários e assume como hipóteses nulas que todas as defasagens de: I\_R\_Eucatex, I\_PIB\_Agro, I\_IPA, I\_CAMBIO e I\_SELIC são iguais a zero ( $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ ). Portanto, assumindo um nível de significância de 5% (mais comum na literatura) a única variável que não causa no sentido de Granger na receita da empresa Eucatex S.A. é a taxa de câmbio. Fato já constatado na decomposição da variância e na função de impulso-resposta feitas anteriormente. Por ser uma empresa que exporta grande parte de seus produtos, conforme análise operacional feita no início, esperava-se que a taxa de câmbio exercesse uma relação causal (positiva ou negativa) com a receita total, no entanto não foi o que se observou. Tal fato pode ser explicado pela pouca dependência que a mesma tem de insumos do mercado internacional, uma vez que praticamente toda a produção (plantio e processamento de madeira) e também um grande volume de vendas são realizados no mercado nacional, o que segundo seus relatórios financeiros gera uma compensação entre as trocas temporais.

#### 4.2.2. Modelo VAR para a empresa BRF Foods S.A.

Antes da análise econométrica, faz-se necessário uma breve explanação da situação econômico-financeira e operacional da empresa objeto de estudo desse modelo, uma vez que, os números serão melhor compreendidos com esse procedimento. Assim, a BRF — Antiga Brasil Foods S.A. é integrante do Novo Mercado da BM&FBovespa (BM&F Bovespa: BRFS3 ), e desde de 2006 também tem papéis na Bolsa de Nova York (NYSE: BRFS-ADR's nível III) — é um conglomerado brasileiro do ramo alimentício, que surgiu através da fusão das ações da Sadia S.A. com o capital social da Perdigão S.A. A operações de fusão ocorreram por meio de troca de ações e foi aprovada pelo CADE (Conselho Administrativo de Defesa Econômica) no dia 13 de julho de 2011, com a imposição de restrições que reduziram a proporção do negócio realizado.<sup>7</sup> Algumas dessas restrições impostas pelo CADE podem ser elencadas:

- ✓ As marcas Rezende, Wilson, Escolha Saudável, Light & Elegant, Doriana, Delicata, Freski, Confiança, Excelsior, Tekitos, Texas, Patitas e Fiesta fossem vendidas para um grande grupo do setor. Assim, quem assumiu todas essas marcas foi Seara Foods (JBS);
- ✓ Restrição à comercialização de todos os produtos que não sejam lácteos com a marca Batavo, e também suspendeu as marcas Claybom e Borella.
- ✓ As marcas "**Perdigão**" e "**Sadia**" continuarão sendo comercializadas no Brasil, porém a marca "**Perdigão**" sofreu algumas restrições que determinaram que algumas de suas linhas de produtos fossem descontinuadas por até 5 anos.

VALORES EM R\$ MILHÕES	2010	2011	2012	2013	2014
Receita Líquida	20.370	23.167	25.975	27.787	29.007
Brasil	11.127	12.756	13.979	14.371	15.367
Internacional	9.243	10.411	11.996	13.416	13.640
Lucro Bruto	5.209	6.112	5.902	6.910	8.509
Valor de Mercado	23.853	31.776	36.810	42.969	55.350
Nº Ações	872.473.246	872.473.246	872.473.246	872.473.246	872.473.246
Nº Ações em Tesouraria	781.172	3.019.442	2.399.335	1.785.507	5.188.897

**Figura 03:** Relatório Anual de Governança Corporativa da BRF S.A.

**Fonte:** BRF Foods S.A.<sup>8</sup>

<sup>7</sup> <http://www.bloomberg.com/quote/BRFS3:BZ>

<sup>8</sup> [http://ri.brf-global.com/conteudo\\_pt.asp?idioma=0&tipo=52159&conta=28](http://ri.brf-global.com/conteudo_pt.asp?idioma=0&tipo=52159&conta=28)



De 2010 a 2014 a receita líquida vem aumento exponencialmente na mesma proporção tanto em nível nacional quanto em nível internacional. Os lucros também aumentaram tendo um pequeno decréscimo em 2012, acompanhado de um número constante de ações emitidas entre 2010 e 2014. Segundo a Administração da BRF *Foods*, esses resultados operacionais estão sujeitos a fatores sazonais e volatilidade que afetam tanto os preços de matéria-prima quanto os preços de vendas. O negócio da Companhia é em grande parte dependente do custo e do fornecimento de milho, farelo de soja, soja em grãos, suínos, leite e outras matérias primas, bem como os preços de venda de aves, suínos e produtos lácteos, todos os quais são determinados por alterações constantes na oferta e demanda que podem flutuar de maneira significativa, e de outros fatores sobre os quais se tem pouco ou nenhum controle. Esses demais fatores incluem, entre outros, flutuações nos níveis de produção doméstica e global de aves, suínos, bovinos e leite, regulamentos ambientais e de conservação, conjuntura econômica, condições climáticas, doenças em animais e na lavoura, custo do frete internacional e flutuações das taxas de câmbio. O setor econômico de atuação, tanto no Brasil quanto no exterior, também é caracterizado por períodos cíclicos de preços e lucratividade mais altos, seguidos de superprodução, o que leva a períodos de preços e lucratividade menores.

Portanto, para análise estatística através do modelo VAR da empresa BRF *Foods* S.A. a determinação do processo autorregressivo foi realizado através dos procedimentos de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQC). Assim, a melhor ordem de processo autorregressivo encontrado foi: R\_BRF com AR (3); CAMBIO e IPA com AR (2), respectivamente; SELEC e PIB\_Agro com AR (6), conforme tabela seguinte.

**Tabela 06 – Resultados dos Testes Dickey-Fuller Aumentado para BRF *Foods* S.A.**

Variáveis		IPA	PIB-Agro	CAMBIO	SELIC	R_BRF
<b>Lags</b>		2	6	2	6	3
<b>P-value assintótico</b>	$\tau_{nc}$	1,71E-05	0,07031	4,46E-07	6,68E-06	1,45E-10
	$\tau_c$	7,44E-05	0,004212	4,21E-05	0,0001127	3,74E-11
	$\tau_{ct}$	0,0004836	0,000954	6,51E-05	4,83E-05	4,43E-10
<b>Estatística</b>	$\tau_{nc}$	-4,63044	-1,78716	-5,47692	-4,52832	-6,63094

Teste	$\tau_c$	-5,20716	-3,69449	-5,38288	-4,62353	-7,34523
	$\tau_{ct}$	-5,22178	-4,6077	-5,22196	-5,28439	-7,25402
Conclusão		Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0

$\tau_{nc}$  - Estatística Teste sem a constante

$\tau_c$  - Estatística Teste com a constante

$\tau_{ct}$  - Estatística Teste com constante e tendência

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O teste foi realizado inicialmente em nível para as cinco variáveis analisadas nesse modelo, constando que em ambos os casos não se rejeitou a hipótese nula ( $H_0$ ) de existência de raiz unitária. No segundo momento aplicou a primeira diferença com as defasagens especificadas acima, constatando-se que: para a variável IPA os elementos deterministas tendência e constante podem ser incluídas no modelo a 1% de significância, fato já constatado na plotagem dos dados em nível; para a variável PIB-Agro observou-se novamente que os elementos tendência e constante devem ser incluídos a 1% (0,004212 e 0.000954); para a variável CAMBIO constatou-se também que constante pode ser ou não incluída no modelo (4,46E-07 e 4,21E-05); SELIC também apresentou tendência e a opção de inclusão ou não de constante e a variável R\_BRF também seguiu a tendência das variáveis anteriores (significante a 1%). Sendo que em ambos os casos com 1% de significância pode-se incluir tendência e constante. Quanto ao teste Dickey-Fuller Aumentado rejeitou a hipótese nula de existência de raiz unitária para ambas as variáveis deste modelo, constatando que todas as séries mostraram-se estacionárias em primeira diferença e assim foi feito nas demais análises.

Após verificar a ordem de integração das variáveis e identificá-las como sendo todas  $I(1)$ , realizou o teste de co-integração com objetivo de analisar as relações de longo prazo entre as variáveis. Portanto, na literatura aborda vários testes para verificar a ordem de integração, sendo que para esse estudo utilizou-se o método proposto por Engle-Granger (1988). Esse teste assume que existe evidência de uma relação de co-integração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais;
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos da regressão de co-integração.

Assim, os cálculos foram realizados individualmente assumindo-se as variáveis endógenas em pares; exemplo (Receita e PIB; Receita e Selic; Receita e Ipa; Receita e Câmbio), os resultados encontram-se na tabela seguinte:

**Tabela 07**– Regressão de co-integração da BRF S.A.

Variáveis explicativas	Coeficientes	Erro padrão	Razão-t	p-valor <sup>1</sup>
Constant	152324	97403,6	1,564	0,125
PIB-Agro	-22,3913	7,54598	-2,967	0,0048 ***
IPA	66,8276	4145,19	0,01612	0,9872
CAMBIO	-318841	918779	-0,347	0,7302
SELIC	-426625	547189	-0,7797	0,4398

<sup>1</sup>O teste ADF para raiz unitário dos resíduos dessa regressão foi de 2,162e-005 com inclusão da constante

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

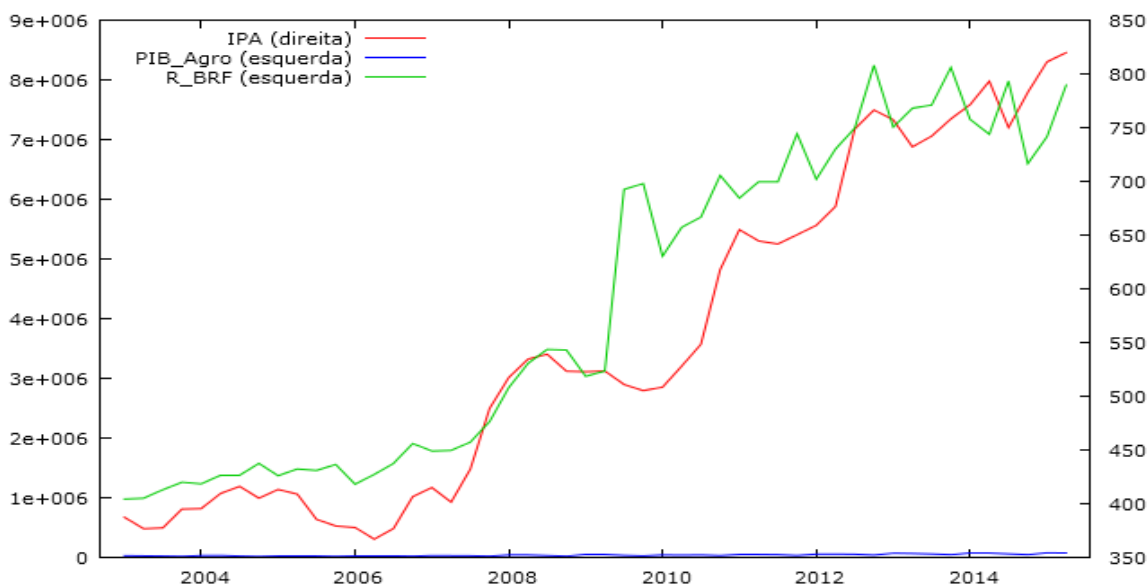
\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O teste de co-integração de Engle-Granger cujos dados encontram-se na tabela anterior tiveram como variável dependente R\_BRF e como explanatórias: PIB-Agro, IPA, CAMBIO e SELEC todas diferenciadas de ordem  $I(1)$ , portanto a variável PIB-Agro mostrou-se significativa a 1%. E o teste rejeitou a hipótese nula de existência de raiz unitária entre os resíduos da regressão também a 1% (Teste ADF=2,162e-005), o que revela que os resíduos são estacionários e que existe pelo menos um vetor de co-integração para esse primeiro modelo analisado.

Quanto ao coeficiente da variável PIB-Agro, esperava-se que o mesmo apresentasse um sinal positivo, pois um aumento na atividade econômica do agronegócio ou dos preços das *commodities* agrícolas, poderia ser um fator impactante para aumento na rentabilidade desse segmento, no entanto para esse teste não foi o que se observou.

Uma melhor visualização dessa dinâmica pode ser feita no gráfico abaixo.



**Gráfico 04:** Plotagem das variáveis: R\_BRF; PIB-Agro e IPA.

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O gráfico confirma o que os testes haviam revelado, visualmente percebe-se uma relação consistente de longo prazo, principalmente o movimento conjunto entre as variáveis IPA e R\_BRF.

Após a aplicação dos testes de raiz unitária e de co-integração, onde constatou-se a estacionariedade das variáveis em primeira diferença e que as mesmas apresentam uma relação de longo prazo, ou seja, ao menos um vetor de co-integração foi encontrado. Aplicou-se o modelo de Vetores Autoregressivos com Correção de Erro (VECM), uma vez que, os requisitos foram preenchidos e é o procedimento mais recomendado na literatura. Portanto, para melhor analisar essas relações todas as cinco variáveis foram convertidas em logaritmo natural para melhor captar as elasticidades entre essas variáveis e suas variações em termos percentuais.

**Tabela 08–** Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (BRF)

**Modelo 1: Estimação com 1 posto, 7 defasagens e constante sem restrições**

Variável	Coeficiente	Razão-t	p-value	ATC <sup>1</sup>	ARCH <sup>2</sup>	NM <sup>3</sup>
Const	0,951485	2,6	0,0247 **	<b>0,255</b>	<b>0,16822</b>	<b>0,7675</b>
d_I_R_BRF_1	-0,717781	-3,077	0,0105 **			
d_I_R_BRF_2	-0,430535	-2,445	0,0208 **			
d_I_PIB_Agro_1	0,753588	-0,4038	0,6893			
d_I_PIB_Agro_3	1,0173	2,259	0,0452 **			
d_I_PIB_Agro_4	0,710853	1,88	0,0868 *			

d_I_PIB_Agro_6	1,08692	2,628	0,0235 **
d_I_IPA_1	2,32403	2,226	0,0478 **
d_I_IPA_4	2,5445	2,108	0,0588 *
d_I_CAMBIO_1	-0,796141	-2,173	0,0525 *
d_I_CAMBIO_2	-1,07428	-2,212	0,0491 **
d_I_CAMBIO_4	-0,94056	-1,819	0,0962 *
d_I_CAMBIO_5	-1,14147	-2,539	0,0275 **
EC1	0,599103	2,6	0,0247 **

<sup>1</sup>Teste de Autocorrelação de Ljung-Box 'Q'

<sup>2</sup>Teste de Heteroscedasticidade de ordem 4 LM

<sup>3</sup>Teste de Normalidade de Doornik-Hansen

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Para esse modelo utilizou-se o mesmo procedimento de Melo e Sampaio (2014), com utilização das variáveis em nível e em logaritmos, pois apresentaram melhores resultados do que em primeira diferença. Quanto à significância dos coeficientes empregou-se a mesma técnica de Arruda (2008), ou seja, para a análise considerou-se apenas os coeficientes (positivos ou negativos) das variáveis em níveis e logaritmizadas com até 10% de significância, valores maiores que isso foram rejeitados. De acordo com Kilian (2010) *apud* Melo e Sampaio (2014), a vantagem de especificação em nível é que a estimação do VAR será consistente mesmo que as variáveis sejam integradas ou não. Além disso, inferências padrão nos impulsos-respostas baseados em modelos VAR(p),  $p > 1$ , em nível, são assintoticamente válidas. De acordo com Sims, Stock e Watson (1990), inferência também é assintoticamente invariante para a possível presença de co-integração entre as séries.

As convenções teóricas sugerem que o preço das ações reage inversamente às alterações da taxa de juros básica de uma economia (a Selic, para o caso brasileiro), já que essa última aparece como o custo de oportunidade das aplicações acionárias. A justificativa para tal movimento está na alteração das previsões de retorno das ações (GESKE e ROLL, 1983; BLANCHARD, 1990; NUNES, 2003). Mas Keynes (1990) adverte que considerando a bolsa como um fluxo alternativo para a liquidez que se desvia dos empreendimentos, é possível inferir que em

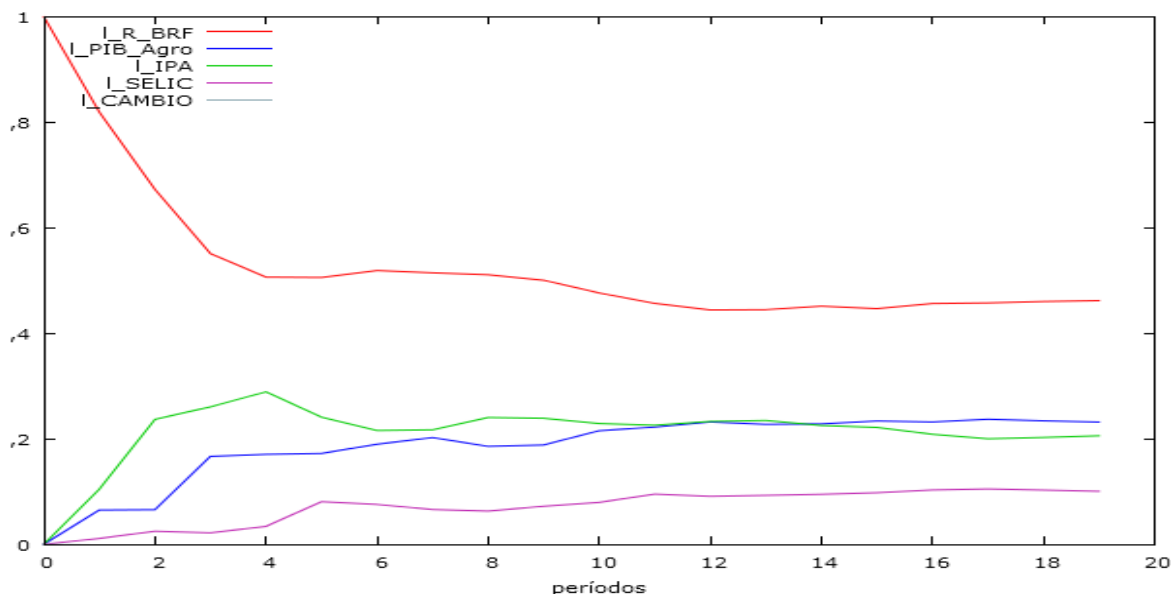
determinados contextos e/ou conjunturas econômicas, determinadas ações da bolsa podem refletir positivamente a um aumento na taxa básica de juros.

Assim, não foi constatada autocorrelação residual para esse modelo, pois a estatística Durbin-Watson = 1,916589 (bastante próxima de 2, sendo que os limites inferior e superior adotados nessa análise foram bem restritos para garantir a robustez dos resultados, ou seja: 1,85 – 2,15) confirmado pela estatística Ljung-Box  $Q = 0,255$ .

O teste de heteroscedasticidade assume como hipótese nula  $H_0$  que o efeito ARCH não está presente, portanto com  $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 6,44604) = 0,168222$  o modelo é homoscedástico. O teste de normalidade de Doornik-Hansen foi *Qui-quadrado* (10) = 6,54625 [0,7675], diferentemente do modelo anterior, esse aceitou a hipótese nula de normalidade dos resíduos.

Destarte, verifica-se na tabela 08 que todas as variáveis foram significantes a 5% ou 10%, inclusive o termo de correção de erro com 5%. Sendo que o câmbio apresentou uma relação negativa, ou seja, um incremento de 1% na taxa de câmbio tende a afetar a receita bruta da BRF Foods S.A em média -0,985%. Enquanto que, um aumento de 1% nos preços dos produtos agroindústrias (medidos pelo IPA) tende a aumentar em média 2,43% da receita bruta da BRF Foods S.A. Esses dados revelam a importância do contexto econômico do agronegócio, principalmente para as exportações dessa corporação que atua em nível internacional. Por ser uma grande exportadora de alimentos e possuir ações negociadas na Bolsa de Nova York, a administração da BRF divulga em seus relatórios financeiros que o câmbio exerce um efeito significativo sobre sua atividade operacional.

Apesar de suas limitações, um dos métodos de identificação mais populares entre os macroeconomistas continua sendo o procedimento de ortogonalização dos resíduos do VAR com base na chamada “decomposição de Cholesky”. Portanto, conforme modelo anterior, para esse modelo a ordenação das variáveis dentro da matriz, foi feita na seguinte ordem: CAMBIO, SELIC, IPA, PIB-Agro e R\_BRF, conforme gráfico abaixo.



**Gráfico 05:** Decomposição da variância da previsão para R\_BRF

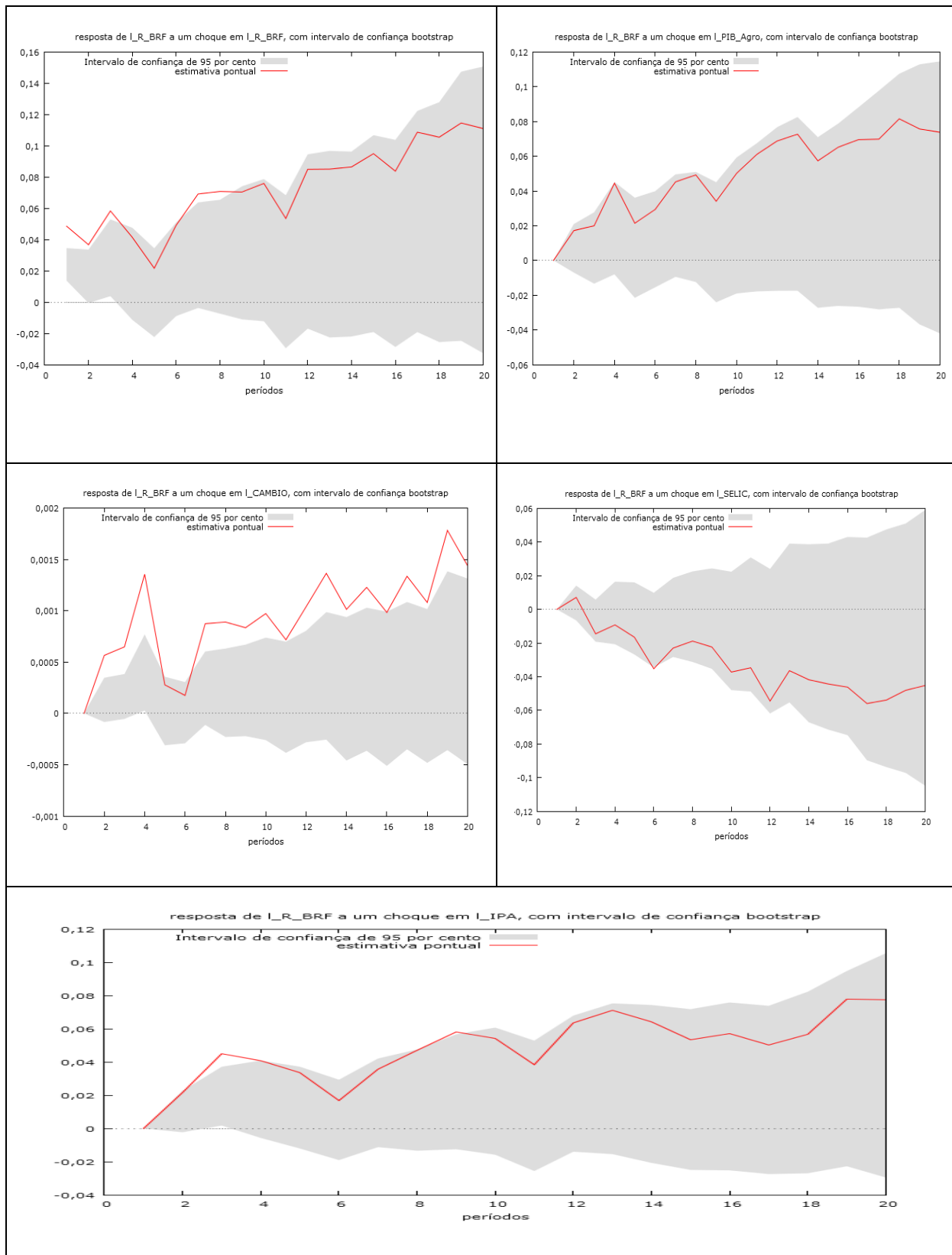
**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O gráfico apresenta os resultados da decomposição da variável explicada R\_BRF, que corresponde à receita bruta da empresa BRF Foods S.A. empregando para isso o procedimento de Bernanke. Assim, como estimativas para 20 períodos após o choque tem-se que no primeiro período a variável R\_BRF representa 100% das variações nela mesma. No sétimo período 18,97% é explicado pelo PIB\_Agro, 21,56% pelo IPA e 7,54% pela SELIC. Ao fim do 20º período 46,19% é explicada por ela mesma, 23,18% pelo PIB-Agro e 20,56% pelo IPA. Nessa parte da análise a variável câmbio permaneceu praticamente inalterada.

A análise da decomposição de variância do erro de previsão evidencia, mais uma vez, nesse segundo modelo, o poder explicativo da variável IPA (Índice de Preços no Atacado-Produtos Agropecuários) e também da variável PIB-Agro, que diferentemente do modelo anterior mostrou-se mais influente. Portanto, variações nos preços dos produtos agroindustriais e na atividade econômica no contexto do agronegócio devem ser levadas em conta pela alta administração dessa corporação, uma vez que, mudanças abruptas podem impactar na receita negativamente caso não haja um planejamento estratégico adequado.

É pertinente analisar também como um choque em cada variável do modelo é recebido pela variável endógena R\_BRF. Essa relação é apresentada nos gráficos

de função impulso-resposta, que mostra o quanto cada variável endógena contribui para o erro de previsão da variável de interesse.



**Gráficos 06:** Gráficos da função impulso-resposta em  $R\_BRF$   
**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.



Mais uma vez para essa etapa utilizou o procedimento de Bernanke com todas as variáveis em logaritmos e admitindo-se um intervalo de confiança de 95% com 20 períodos à frente, mas ao contrário do modelo anterior, utilizou-se as séries em nível. Assim, um choque na variável R\_BRF afeta ela mesma em intervalos de 0,02% a 0,12% com tendência crescente positiva. Um choque na variável PIB\_Agro, IPA e CAMBIO têm respostas parecidas com crescimento positivo. Quanto à SELIC, um aumento na taxa básica de juros tende a diminuir a receita dessa empresa com tendência negativa.

A variação positiva das variáveis PIB-Agro e IPA pode ser explicada, pois, um aumento dos preços de produtos agropecuários e também na atividade econômica desse segmento podem significar melhores vendas e maiores lucros para empresas que operam no segmento agroindustrial.

A identificação de uma relação estatística entre duas variáveis, por mais forte que seja, não pode ser o único critério para estabelecer uma relação causal entre elas. Assim, o teste de causalidade proposto por Granger visa superar as limitações do uso de simples correlações entre variáveis e procura determinar o sentido causal entre duas variáveis, estipulando que X "Granger-causa" Y se valores passados de X ajudam a prever o valor presente de Y. Os resultados estão na tabela abaixo:

**Tabela 09:** Teste de causalidade de Granger da BRF

Null Hypothesis	F-statistic	Test	Decision
I_R_BRF Does Not Granger Cause I_R_BRF	6,941	0,0007	Reject***
I_R_PIB_Agro Does Not Granger Cause I_R_BRF	0,89529	0,4821	Does Not Reject**
I_R_IPA Does Not Granger Cause I_R_BRF	1,8276	0,1564	Does Not Reject**
I_R_CAMBIO Does Not Granger Cause I_R_BRF	0,33231	0,2247	Does Not Reject**
I_R_SELIC Does Not Granger Cause I_R_BRF	1,5318	0,0023	Reject***

**Note:** Cálculos realizados com 3 lags

Estatística Durbin-Watson para esse teste foi de: 1,905447 (Limite de 1,85 - 2,15)

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Essa estatística foi feita com três defasagens usando o modelo de autorregressão vetorial. Para esta estatística de teste, o GRETL utiliza os mínimos quadrados ordinários e assume como hipóteses nulas que todas as defasagens de:

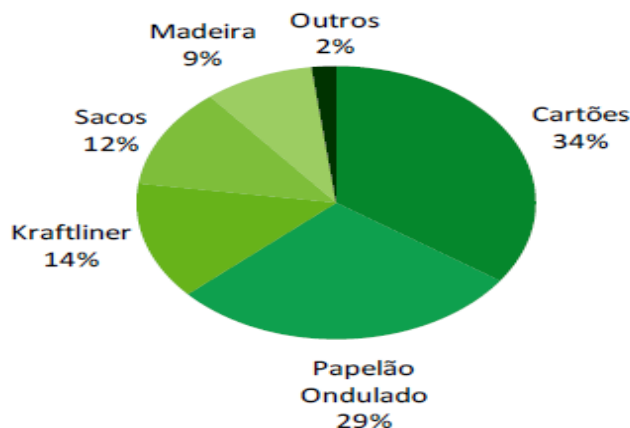
$I\_R\_BRF$ ,  $I\_PIB\_Agro$ ,  $I\_IPA$ ,  $I\_CAMBIO$  e  $I\_SELIC$  são iguais a zero ( $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ ). Portanto, assumindo um nível de significância de 5% (mais comum na literatura) a única variável que causa no sentido de Granger na receita da empresa é a SELIC e também ela mesma. Portanto, nas análises anteriores a taxa de juros básica mostrava-se relacionada com receita dessa empresa. Fato confirmado nos relatórios financeiros da mesma ao apontar que as negociações para a compra da Sadia pela Perdigão tiveram início em 2008, com o então presidente José Antônio do Prado Fay. O sucesso da fusão, anunciado oficialmente em Maio de 2009, deu origem à BRF, que seguiu sob o comando de Fay. Isso é o que explica o aumento da receita da BRF *Foods* S.A. nos relatórios financeiros da BM&FBovespa em mais de 60%, e para manter os níveis de crescimento e produção a mesma recorreu a empréstimos e financiamentos, o que de fato explica a causalidade da taxa básica de juros sobre seu desempenho econômico-financeiro.

Para o PIB-Agro e IPA, a não causalidade poder ser explicada também pela mudança de regime de produção e vendas após a fusão, o que pode ter acarretado mudanças abruptas nas séries históricas das receitas. Uma consulta nos relatórios financeiros dessa empresa, vê-se que a partir do segundo trimestre de 2009.T3 (época de fusões entre os conglomerados), houve uma mudança repentina no regime de receitas e lucros.

#### 4.2.3. Modelo VAR para a empresa Klabin S.A.

Novamente, antes da análise econométrica, faz-se necessário uma breve explanação da situação econômico-financeira e operacional da empresa objeto de estudo desse modelo, uma vez que, os números serão melhor compreendidos com esse procedimento.

Com uma receita bruta de R\$ 5,9 bilhões em 2014, a **Klabin** é a maior produtora integrada, exportadora e recicladora de papel para embalagem do Brasil, com capacidade de produção de 2 milhões de toneladas anuais de produtos. A Companhia definiu como enfoque estratégico a atuação nos seguintes negócios: papéis e cartões revestidos para embalagens, caixas de papelão ondulado, sacos industriais e madeira em toras.



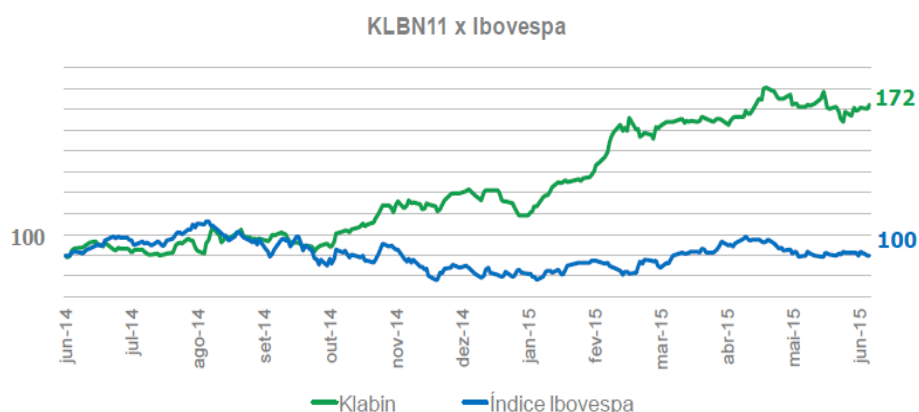
**Figura 04:** Receita líquida por produto 2T2015  
**Fonte:** Relatórios Financeiros Klabin S.A.

O segundo trimestre de 2015 no Brasil foi marcado pela piora dos mercados, com deterioração dos índices que medem a atividade econômica no país. A magnitude da crise mostrou-se mais grave do que as previsões de início de ano, traduzindo-se em desaceleração da atividade econômica e expressivos aumentos de inflação e taxas de juros. Segundo os relatórios financeiros da Klabin, a deterioração do nível de atividade da economia brasileira impactou ao longo do trimestre os mercados de papéis e embalagens, que intensificaram os sinais de enfraquecimento. A Associação Brasileira de Papelão Ondulado (ABPO) indicou queda de 2% na expedição de papelão ondulado no 2T15 em relação ao mesmo período de 2014, enquanto os últimos dados divulgados pela Indústria Brasileira de Árvores (IBÁ – antiga Bracelpa) sinalizaram queda de 4% no mercado de cartões (excluindo cartões para líquidos) no mês de maio de 2015 contra o mesmo mês do ano passado.

Em relação às operações da Klabin, a maior disponibilidade de papéis advinda do início da produção da máquina de Goiana (PE) e do menor volume de vendas de produtos de conversão fez as vendas de *kraftliner* e *sack kraft* no período subirem 13% se comparadas ao volume vendido no 2T14. Aproveitando-se de sua flexibilidade e do real mais desvalorizado, destacaram-se as vendas ao mercado externo que contaram com crescimento de 28% em relação ao mesmo período do ano anterior.

Em relação às vendas de sacos industriais, a piora do mercado de construção civil refletiu-se em menor intensidade nos volumes vendidos da Klabin pela sua boa presença na região Nordeste, mercado que tem mostrado mais estabilidade se

comparado às outras regiões do país. A Klabin também vem obtendo êxito na estratégia de colocação de maiores volumes no mercado externo aproveitando-se da taxa de câmbio mais alta, comprovando sua flexibilidade e competitividade.



**Figura 05:** Variação do preço da ação KLB11 x Ibovespa

**Fonte:** Relatórios Financeiros Klabin S.A.

Nos primeiros seis meses de 2015 as *Units* da Klabin (KLB11) apresentaram valorização de 31%, contra uma valorização de 6% do IBOVESPA. As *Units* da Companhia foram negociadas em todos os pregões da BM&FBovespa, registrando 720 mil operações que envolveram 396 milhões de títulos e um volume médio diário negociado de R\$ 56 milhões ao final do período. Nos últimos doze meses, as ações da Klabin tiveram valorização de 72%, contra estabilidade do IBOVESPA que se manteve no mesmo nível.

Portanto, para análise estatística através do modelo VECM da empresa Klabin S.A. a determinação do processo autorregressivo foi realizado através dos procedimentos de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQC). Assim, a melhor ordem de processo autorregressivo encontrado foi: R\_Klabin com AR (2); CAMBIO e IPA com AR (2), respectivamente; SELEC e PIB\_Agro com AR (6), conforme tabela seguinte.

**Tabela 10 –** Resultados dos Testes Dickey-Fuller Aumentado para Klabin S.A.

Variáveis		IPA	PIB-Agro	CAMBIO	SELIC	R_KLABIN
<b>Lags</b>		2	6	2	6	2
<b>P-value assintótico</b>	$\tau_{nc}$	1,71E-05	0,07031	4,46E-07	6,68E-06	3,08E-11
	$\tau_c$	7,44E-05	0,004212	4,21E-05	0,0001127	1,35E-10

	$\tau_{ct}$	0,0004836	0,000954	6,51E-05	4,83E-05	3,10E-10
<b>Estatística Teste</b>	$\tau_{nc}$	-4,63044	-1,78716	-5,47692	-4,52832	-6,90347
	$\tau_c$	-5,20716	-3,69449	-5,38288	-4,62353	-7,14381
	$\tau_{ct}$	-5,22178	-4,6077	-5,22196	-5,28439	-7,30531
<b>Conclusão</b>		Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0

$\tau_{nc}$  Estatística Teste sem a constante

$\tau_c$  Estatística Teste com a constante

$\tau_{ct}$  Estatística Teste com constante e tendência

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O teste foi realizado inicialmente em nível para as cinco variáveis analisadas nesse modelo, constando que em ambos os casos não se rejeitou a hipótese nula ( $H_0$ ) de existência de raiz unitária. No segundo momento aplicou-se a primeira diferença com as mesmas defasagens para as variáveis (PIB-Agro, SELIC, IPA e CAMBIO) especificadas no modelo anterior. Quanto à variável R\_Klabin, os testes AIC, SC e HQC apontaram defasagens de lag=2 e quanto ao teste Dickey-Fuller Aumentado para R\_Klabin, rejeitou a hipótese nula de existência de raiz unitária em primeira diferença, constatando-se que todas as variáveis mostraram-se estacionárias em primeira diferença.

Após verificar a ordem de integração das variáveis e identificá-las como sendo todas  $I(1)$ , realizou-se o teste de co-integração com objetivo de analisar as relações de longo prazo entre as variáveis. Para isso, utilizou-se o método proposto por Engle-Granger (1988). Esse teste assume que existe evidência de uma relação de co-integração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais;
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos da regressão de co-integração.

Assim, os cálculos foram realizados individualmente assumindo-se as variáveis endógenas em pares; exemplo (Receita e PIB; Receita e Selic; Receita e Ipa; Receita e Câmbio), os resultados encontram-se na tabela seguinte:

**Tabela 11**– Regressão de co-integração-Klabin S.A.

Variáveis explicativas	Coefficientes	Erro padrão	Razão-t	p-valor <sup>1</sup>
Constant	0,00974222	0,00995632	0,9785	0,3332
PIB-Agro	-0,0107422	0,0314578	-0,3415	0,7344
IPA	-0,01712	0,238655	-0,0717	0,9431
CAMBIO	0,107996	0,127917	0,8443	0,7302
SELIC	0,209033	0,10341	2,021	0,0493**

<sup>1</sup>O teste ADF para raiz unitária dos resíduos dessa regressão foi de 0,0005439 com inclusão da constante

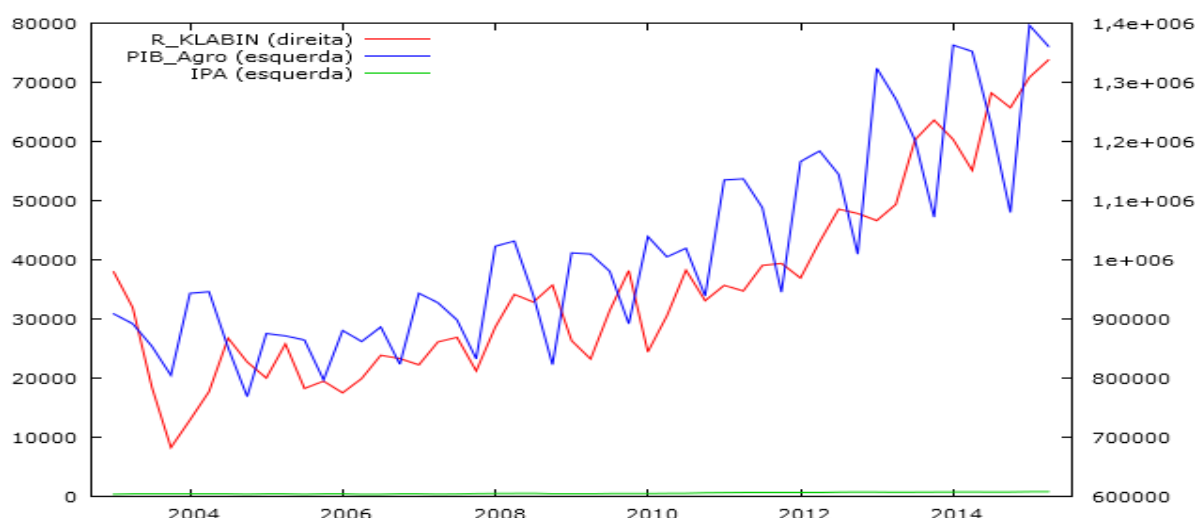
\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O teste de co-integração de Engle-Granger cujos dados encontram-se na tabela anterior tiveram como variável dependente R\_Klabin e como explanatórias: PIB-Agro, IPA, CAMBIO e SELEC, todas diferenciadas de ordem  $I(1)$  e em logaritmos. Portanto, a única variável significativa a 5% foi a SELIC. O teste rejeitou a hipótese nula de existência de raiz unitária entre os resíduos da regressão também a 1% (Teste ADF=0,0005439), o que revela que os resíduos são estacionários e que existe pelo menos um vetor de co-integração para esse modelo. O gráfico seguinte evidencia a dinâmica da relação entre as variáveis R\_Klabin, IPA e PIB-Agro em nível e sem logaritmização.



**Gráfico 07:** Plotagem de co-integração entre as variáveis analisadas: Klabin S.A.

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Observa-se claramente uma relação de longo prazo entre as principais variáveis objeto desse estudo, ou seja, a receita e o PIB da agropecuária, diferentemente de modelos anteriores. Nesse caso, a variação dos preços dos produtos agroindustriais parece não exercer uma relação de longo prazo com a receita. A receita líquida no 2T15, incluindo madeira, cresceu 16% em relação ao 2T14 e atingiu R\$ 1.338 milhões, influenciada especialmente pela desvalorização do real em relação ao dólar que gerou maiores receitas na parcela destinada ao mercado externo e pelo maior volume de vendas de papéis para embalagens e de toras de madeira na mesma comparação. Seguindo o aumento da participação das exportações no volume total e o maior câmbio no período, a receita líquida proveniente das vendas ao mercado externo cresceu 46% na comparação com o 2T14 e representou 28% do total, contra 22% observado no 2T14. (RELATÓRIOS FINANCEIROS, KLABIN, 2015).

Após a aplicação dos testes de raiz unitária e de co-integração, onde constatou-se a estacionariedade das variáveis em primeira diferença e que as mesmas apresentam uma relação de longo prazo, ou seja, ao menos um vetor de co-integração foi encontrado. Aplicou-se o modelo de Vetores Autoregressivos com Correção de Erro (VECM), uma vez que, os requisitos foram preenchidos e é o procedimento mais correto empregado na literatura. Portanto, para melhor analisar essas relações, todas as cinco variáveis foram convertidas em logaritmo para melhor captar as elasticidades entre essas variáveis e suas variações em termos percentuais.

**Tabela 12:** Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (KLABIN)

<b>Modelo 1: Estimação com 1 posto, 4 defasagens e constante sem restrições</b>						
Variável	Coeficiente	Razão-t	p-value	ATC <sup>1</sup>	ARCH <sup>2</sup>	NM <sup>3</sup>
Const	0,0344746	3,699	0,0009 ***	<b>0,422</b>	<b>0,654187</b>	<b>0,1395</b>
d_d_I_R_KLABIN_1	0,746451	1,994	0,0559 *			
d_d_I_R_KLABIN_3	0,24358	1,807	0,0815 *			
d_d_I_PIB_Agro_1	0,314434	4,731	5,78e-05 ***			
d_d_I_PIB_Agro_2	0,226411	4,474	0,0001 ***			
d_d_I_PIB_Agro_3	0,111679	3,727	0,0009 ***			
d_d_I_SELIC_1	0,389317	3,217	0,0033 ***			
d_d_I_CAMBIO_1	-0,473423	-3,184	0,0035 ***			
d_d_I_CAMBIO_2	-0,320573	-2,399	0,0233 **			
d_d_I_CAMBIO_3	-0,223629	-1,829	0,0780 *			

EC1	-2,42844	-4,849	4,19e-05 ***		
-----	----------	--------	--------------	--	--

- <sup>1</sup>Teste de Autocorrelação de Ljung-Box 'Q'  
<sup>2</sup>Teste de Heteroscedasticidade de ordem 4 LM  
<sup>3</sup>Teste de Normalidade de Doornik-Hansen  
\* Significante a 10%  
\*\*Significante a 5%  
\*\*\*Significante a 1%

---

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

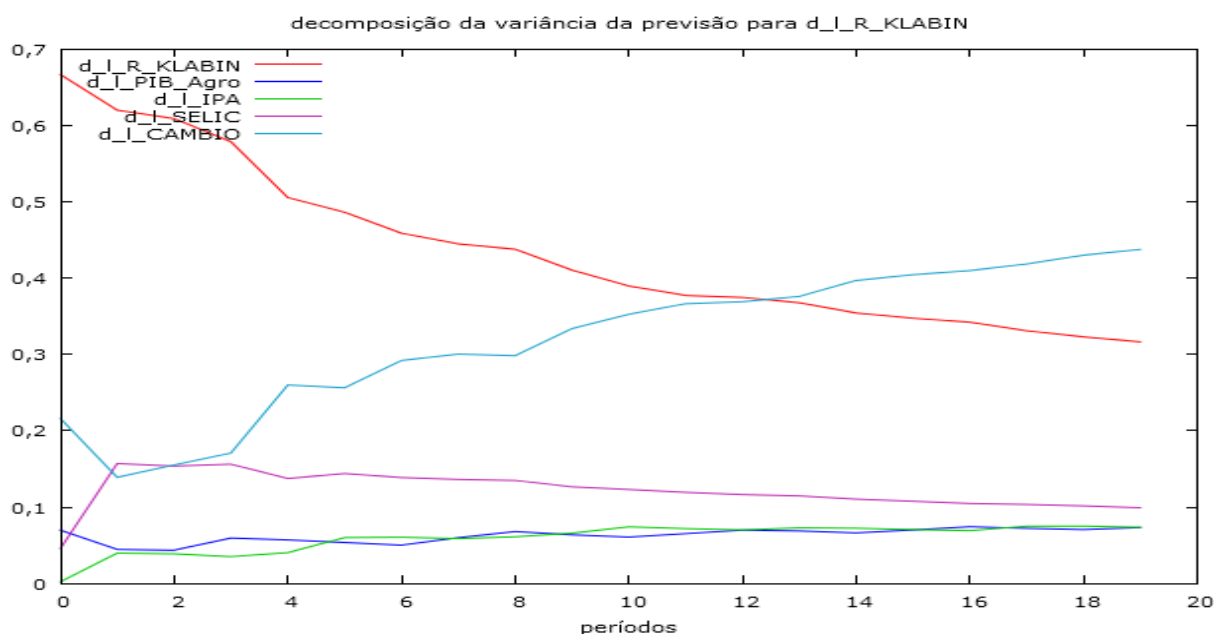
Foram feitas várias simulações com diferentes defasagens, tanto com as variáveis em nível quanto em primeira diferença, no entanto, a melhor equação encontrada foi a exposta acima (com 4 defasagens), que apesar de algumas variáveis não serem estatisticamente significantes, o modelo foi o melhor encontrado utilizando-se essa técnica de correção de erro VECM. Utilizou-se novamente a técnica de Arruda (2008) para seleção apenas das variáveis relevantes, coeficientes com nível de significâncias acima de 10% foram rejeitas para esse caso. Para esse modelo não foi encontrado indícios de autocorrelação residual conforme estatística “d” de Durbin-Watson = 1,803063 (dentro da zona de indiferença, limite 1,85 – 2,15), resultado melhor confirmado pelo teste Ljung-Box Q' = 3,88689 com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 3,88689) = 0,422$ . A hipótese nula de haver Heteroscedasticidade dos resíduos desse modelo foi rejeitada (Teste Breush-Godfrey com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 2,4468) = 0,654187$ ). Portanto, o efeito ARCH não está presente e o modelo é homoscedástico. O teste de normalidade usado para esse modelo, igualmente aos anteriores foi o de Doornik-Hansen (1994), portanto com  $\text{Qui-quadrado}(10) = 14,7994 [0,1395]$  os resíduos estão normalmente distribuídos.

Realizados os testes, ao analisar o modelo percebe-se que os coeficientes mais significantes foram a constante, PIB-Agro, SELIC, CAMBIO e o termo de correção de erro do modelo VECM, ambos a 5%. Pela análise, o câmbio tem um efeito negativo sobre a receita, pois um incremento de +1% tende a diminuir a receita em média -0.34%. Um aumento de +1% na produção agropecuária do país, tende a aumentar a receita em média +0,21%. Parece pouco, mas levando em consideração que os lucros dessa corporação giram em torno de milhões, tais efeitos devem ser levados em consideração em futuras análises de viabilidade econômico-financeira, principalmente em épocas de pouca atividade econômica com queda nas exportações e juros elevados.



Apesar de suas limitações, um dos métodos de identificação mais populares entre os macroeconomistas continua sendo o procedimento de ortogonalização dos resíduos do VAR com base na chamada “decomposição de Cholesky”, que impõe uma estrutura recursiva à matriz de relações contemporâneas entre as variáveis do modelo – de modo que a primeira variável não seja afetada contemporaneamente por nenhuma das demais, a segunda seja afetada apenas pela primeira, a terceira seja afetada pelas primeiras duas, e assim por diante. Ao pesquisador cabe apenas selecionar a “ordenação causal” adequada das variáveis sob análise; feito isso, o modelo é exatamente identificado e é possível proceder à investigação das inter-relações entre as variáveis por meio de funções de resposta a impulso e decomposição de variância dos erros de previsão do modelo.

Portanto, buscando melhor ordenar as variáveis dentro da matriz, foi utilizada a decomposição de Cholesky na seguinte ordem: CAMBIO, SELIC, IPA, PIB-Agro e R\_KLABIN. Tratamento similar observado em outros trabalhos que tratavam com variáveis do mercado financeiro (taxa de juros, câmbio, Ibovespa, preços das ações) e do mercado nacional e internacional (exportações, importações, PIB/GDP), a exemplo de Pimenta e Higushi (2008), Ameer (2011) e Oliveira e Franscaroli (2014). “Essa maneira lógica de ordenação pode ser relativamente trivial, a qual não é baseada em nenhuma teoria econômica confiável, mas nós imaginamos ser um bom ponto de partida.” (BURSTALLER, 2002, p. 64).

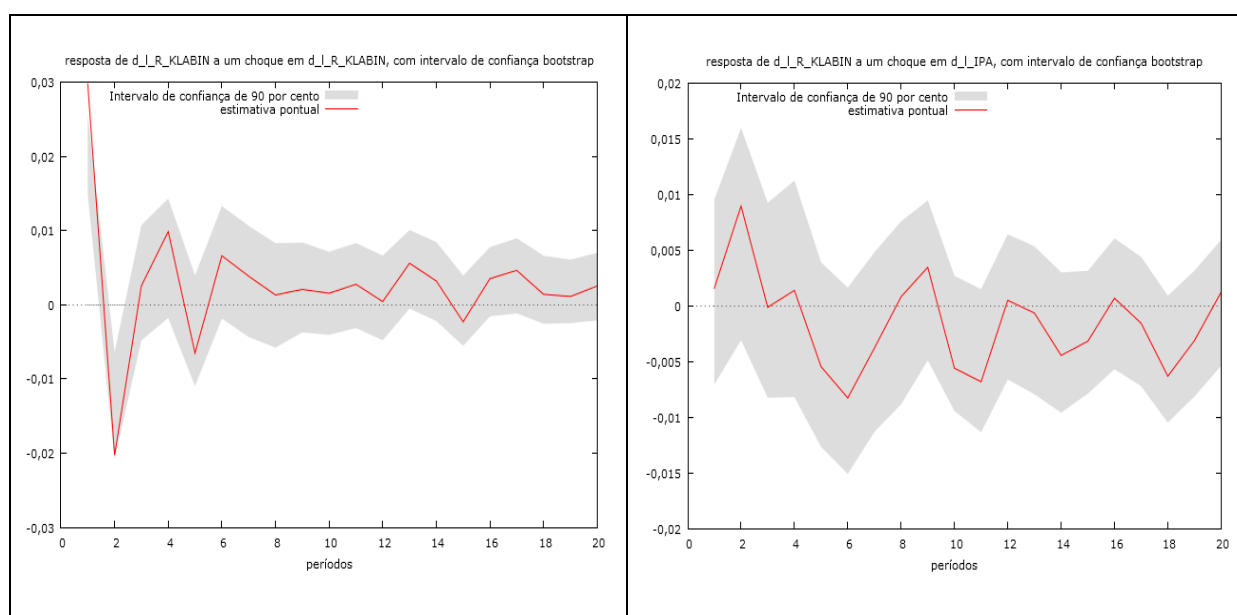


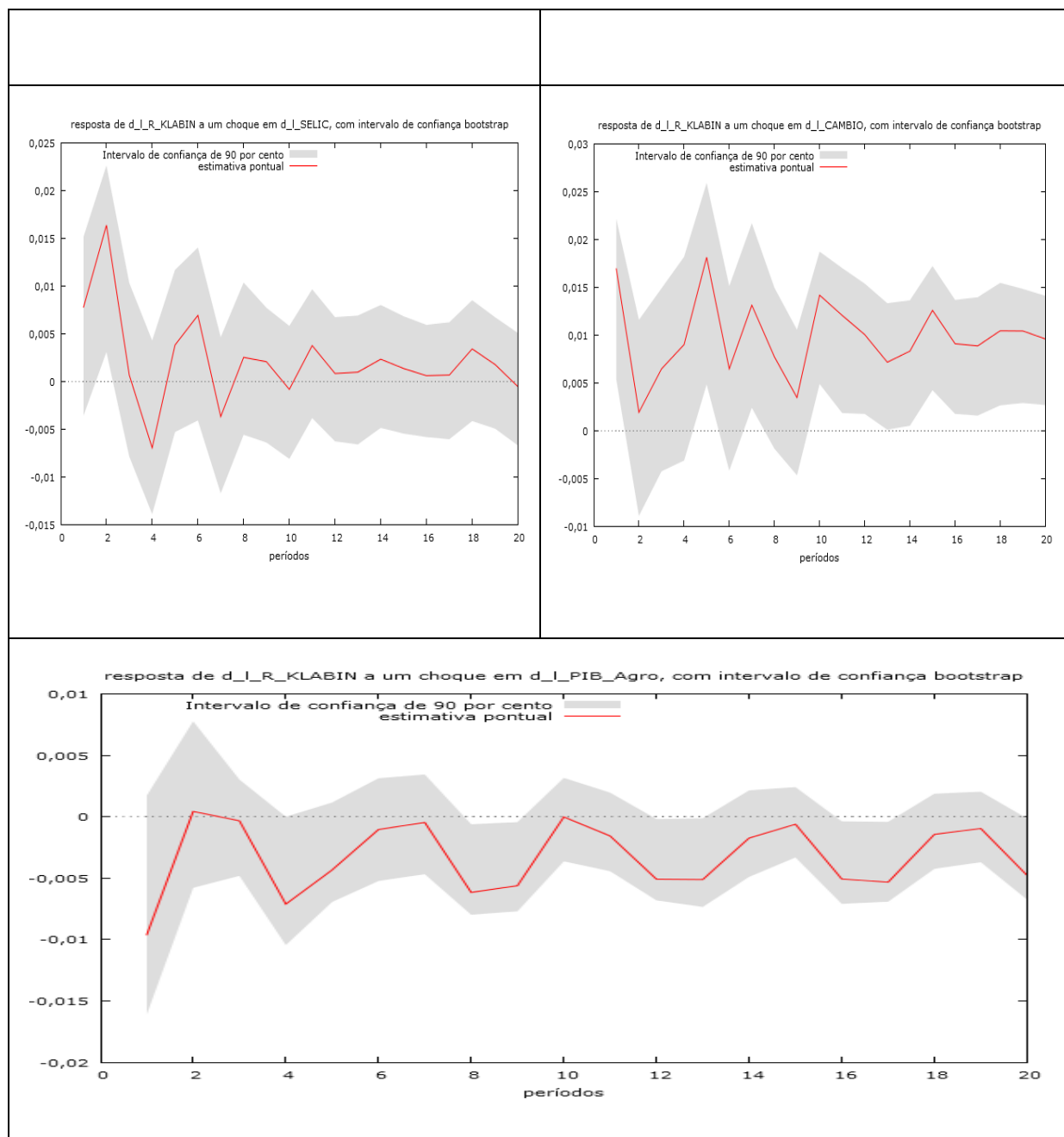
**Gráfico 08:** Decomposição da variância da previsão para R\_KLABIN

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O gráfico apresenta os resultados da decomposição da variável explicada  $R\_Klabin$ , que corresponde à receita bruta da empresa Klabin S.A. empregando para isso o procedimento de Bernanke (GRÔPPO, 2004). Assim, como estimativas para 20 períodos após o choque tem-se que no primeiro período a variável  $R\_Klabin$  representa 66,68%% das variações nela mesma. A partir do 12<sup>a</sup> período a variável que mais impacta na variação da receita é a taxa de câmbio, chegando a 43,77% no fim do 20<sup>o</sup> período. As demais variáveis permaneceram praticamente constantes, com pequenas variações apenas no primeiro período. Esses resultados corroboram com o estudo de Sousa (2011), onde o mesmo utilizou o modelo APT da área financeira para precificação de ativos. Nesse estudo ele encontrou uma relação significativa entre os coeficientes *beta* de sensibilidade das variáveis câmbio e da taxa de juros básica (representadas pela SELIC) com retorno acionário da mesma empresa aqui analisada (Klabin S.A.). Diferentemente do que ele constatou com o modelo APT, para o modelo de autorregressão vetorial com correção de erro (VEM), utilizado nessa pesquisa, a taxa básica de juros não mostrou-se muito significativa, representando em média apenas 10,43% na decomposição da receita.

É pertinente analisar também como um choque em cada variável do modelo é recebido pela variável endógena  $R\_Klabin$ . Essa relação é apresentada nos gráficos de função impulso-resposta, que mostra o quanto cada variável endógena contribui para o erro de previsão da variável de interesse.





**Gráficos 09:** Gráficos da função impulso-resposta em R\_KLABIN  
**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Um choque na própria variável (R\_Klabin) e na taxa básica de juros é sentida no primeiro momento, apontando para uma tendência constante a partir do 10º período após o choque. Igualmente à análise anterior da decomposição da variância, a variável câmbio, mostrou-se influente, pois o choque é captado em períodos sazonais de maneira positiva até 20 períodos à frente. Segundo os relatórios financeiros da Klabin S.A, durante o segundo trimestre, a desaceleração da economia no mercado interno também impactou o mercado de toras de madeira, pressionando as serrarias e laminadoras a ampliar a exportação de seus produtos.

Todavia, com a taxa de câmbio mais elevada, a maior exportação dos clientes de madeira da Klabin foi refletida no crescimento das vendas ao longo do período. Neste contexto de desaquecimento nos mercados nacionais e melhores condições no mercado externo, o aumento no volume de vendas da Klabin, compatível com sua crescente capacidade de produção, foi basicamente direcionado a mercados de fora do Brasil, ampliando de maneira significativa as vendas de papéis na exportação e isso é o que tem justificado a forte influência da taxa de câmbio nas transações dessa corporação.

A identificação de uma relação estatística entre duas variáveis, por mais forte que seja, não pode ser o único critério para estabelecer uma relação causal entre elas. Assim, o teste de causalidade proposto por Granger (1987), visa superar as limitações do uso de simples correlações entre variáveis e procura determinar o sentido causal entre duas variáveis, estipulando que X "Granger-causa" Y se valores passados de X ajudam a prever o valor presente de Y. Os resultados estão na tabela abaixo:

**Tabela 13:** Teste de causalidade de Granger da Klabin

Null Hypothesis	F-statistic	Test	Decision
I_R_Klabin Does Not Granger Cause I_R_Klabin	19,747	0,0001	Reject***
I_R_PIB_Agro Does Not Granger Cause I_R_Klabin	6,4141	0,0151	Reject**
I_R_IPA Does Not Granger Cause I_R_Klabin	3,0351	0,0886	Reject*
I_R_CAMBIO Does Not Granger Cause I_R_Klabin	2,1247	0,1522	Does Not Reject*
I_R_SELIC Does Not Granger Cause I_R_Klabin	1,9809	0,1665	Does Not Reject*

**Note:** Cálculos realizados com 1 lag

Estatística Durbin-Watson para esse teste foi de: 2,002219 (Limite de 1,85 - 2,15)

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Essa estatística foi feita com uma defasagem usando o modelo de autorregressão vetorial com variáveis em nível e em logaritmo. Para esta estatística de teste, o GRETl utiliza os mínimos quadrados ordinários e assume como hipóteses nulas que todas as defasagens de: I\_R\_KLABIN, I\_PIB\_Agro, I\_IPA, I\_CAMBIO e I\_SELIC são iguais a zero ( $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ ). Portanto, as variáveis que causam no sentido de Granger na receita são: ela mesma a 1%, PIB-Agro a 5% e IPA a 10%. Apesar de nas análises anteriores sobre decomposição da

variância e na função impulso-resposta, a significância dos coeficientes das variáveis PIB\_Agro e o IPA não terem sido relevantes se comparados a outras variáveis como câmbio, nesse teste, essas duas variáveis causam no sentido de Granger na variável R\_Klabin, isso pode ser explicado pois a atividade desenvolvida por essa corporação é tipicamente de base agrícola e florestal, sendo assim, mudanças em segmentos ligados direta ou indiretamente ao segmento agropecuário e agroindustrial devem ser considerados pela alta administração como medida de mitigação do risco sistemático ou não-diversificável.

Quanto à taxa de câmbio, a lógica é que a apreciação cambial fortalece a lucratividade dos produtores domésticos de *tradables*<sup>9</sup>, em relação aos competidores estrangeiros. Como resultado, a taxa de câmbio teria uma influência positiva sobre os seus lucros e conseqüentemente sobre os preços de suas ações, o que poderia arrastar as demais ações no mercado. (MEDEIROS e RAMOS, 2004). No entanto, não foi o que se observou para esse caso.

#### 4.2.4. Modelo VAR para a empresa Excelsior Alimentos S.A.

A Excelsior Alimentos S/A é uma empresa gaúcha que desenvolve produtos, industrializando carne suína e frango para a mesa dos brasileiros. São presuntos, fatiados em geral, patês, salsichas, linguiças e congelados – pizzas, lasanhas, empanados e pão de queijo – com a garantia de qualidade ostentada pela marca “Excelsior” com 122 anos de trajetória. Com o centro da operação em solo gaúcho, possui canais de distribuição e de venda em todo o sul do País – de minimercados a redes cooperadas e multinacionais; é referência em alimentação.

A equipe de pesquisa e desenvolvimento tem encontrado novas alternativas que favorecem o custo de produção, muito embora o custo das carnes, principal matéria prima, continua com os preços elevados, o que verificamos desde junho de 2014. Atualmente os cortes de suínos têm sofrido aumentos consideráveis, motivado principalmente pelos preços auferidos no exterior e pela escassez do plantel no mercado interno.

O crescimento no faturamento está suportado na ampliação da carteira de clientes, na ampliação da distribuição, no lançamento de novos produtos e na melhoria nas práticas de gestão, existindo ainda oportunidades a ser exploradas no

---

<sup>9</sup> Substitutos de exportações e importações

futuro. A geração de Caixa alcançado, representado pelo EBITDA histórico, foi de R\$ 5,5 milhões, atingindo 8,0% de margem, aliado ao resultado líquido positivo de R\$ 2,1 milhões do exercício, confirmou a tendência de bons resultados trimestrais, fazendo com que o endividamento fosse reduzido e possibilitasse o investimento em melhorias de processos na indústria e no atendimento aos clientes. A Companhia adquire todas as matérias primas e insumos no mercado, estando sujeita às oscilações no abastecimento e nos preços, o que pode impactar no resultado operacional, entretanto com um contingenciamento permanente sobre estes preços e volumes necessários, os efeitos tendem a ser minimizados.

Para a análise econométrica das séries utilizadas no modelo VAR da empresa Excelsior Alimentos S.A. a determinação do processo autorregressivo foi realizado através dos procedimentos de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQC), igualmente nos modelos anteriores, sendo que para esse modelo houve uma superestimação do número de defasagens, não sendo possível uma consistência exata entre esses os mesmos. Assim, a melhor ordem de processo autorregressivo encontrado foi: R\_EUCATEX com AR (1); IPA e CAMBIO com AR (2), PIB\_Agro e SELIC com AR (6), conforme tabela seguinte.

**Tabela 14 – Resultados dos Testes *Dickey-Fuller* Aumentado para Excelsior S.A.**

Variáveis		IPA	PIB-Agro	CAMBIO	SELIC	R_EXCELSIOR
<b>Lags</b>		2	6	2	6	1
<b>P-value assintótico</b>	$\tau_{nc}$	1,71E-05	0,07031	4,46E-07	6,68E-06	8,42E-08
	$\tau_c$	7,44E-05	0,004212	4,21E-05	0,0001127	5,96E-06
	$\tau_{ct}$	0,0004836	0,000954	6,51E-05	4,83E-05	5,58E-05
<b>Estatística Teste</b>	$\tau_{nc}$	-4,63044	-1,78716	-5,47692	-4,52832	-5,79616
	$\tau_c$	-5,20716	-3,69449	-5,38288	-4,62353	-5,9834
	$\tau_{ct}$	-5,22178	-4,6077	-5,22196	-5,28439	-5,91803
<b>Conclusão</b>		Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0

$\tau_{nc}$ -Estatística Teste sem a constante

$\tau_c$ -Estatística Teste com a constante

$\tau_{ct}$ -Estatística Teste com constante e tendência

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O teste foi realizado inicialmente em nível para as cinco variáveis analisadas nesse modelo, constatando que em ambos os casos não se rejeitou a hipótese nula ( $H_0$ ) de existência de raiz unitária. No segundo momento, aplicou-se a primeira diferença com as mesmas defasagens para as variáveis em logaritmos, constatando-se que todas as variáveis mostraram-se estacionárias em primeira diferença.

Após verificar a ordem de integração das variáveis e identificá-las como sendo todas  $I(1)$ , realizou-se o teste de co-integração com objetivo de analisar as relações de longo prazo entre as variáveis. Para isso, recorreu-se novamente ao método proposto por Engle-Granger (1988). Esse teste assume que existe evidência de uma relação de co-integração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais;
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos da regressão de co-integração.

Assim, os cálculos foram realizados individualmente assumindo-se as variáveis endógenas em pares; exemplo (Receita e PIB; Receita e Selic; Receita e Ipa; Receita e Câmbio), os resultados encontram-se na tabela seguinte:

**Tabela 15 – Regressão de co-integração - Excelsior S.A.**

Variáveis explicativas	Coefficientes	Erro padrão	Razão-t	p-valor <sup>1</sup>
Constant	0,0136664	0,0140289	0,9742	0,3353
PIB-Agro	-0,066264	0,0443254	-1,495	0,1421
IPA	0,56661	0,336276	1,685	0,0991*
CAMBIO	-0,0418483	0,180241	-0,2322	0,8175
SELIC	-0,188166	0,14571	-1,291	0,2033

<sup>1</sup>O teste ADF para raiz unitário dos resíduos dessa regressão foi de 0,0157 com inclusão da constante

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O teste de co-integração de Engle-Granger cujos dados encontram-se na tabela anterior tiveram como variável dependente R\_Excelsior e como explanatórias: PIB-Agro, IPA, CAMBIO e SELEC, todas diferenciadas de ordem  $I(1)$  e em logaritmos. Portanto, a única variável significativa a 10% foi a IPA. O teste rejeitou a hipótese nula de existência de raiz unitária entre os resíduos da regressão a 5% (Teste ADF=0,0157), o que revela que os resíduos são estacionários e que existe pelo menos um vetor de co-integração para esse modelo.

Após a aplicação dos testes de raiz unitária e de co-integração, onde constatou-se a estacionariedade das variáveis em primeira diferença e que as mesmas apresentam uma relação de longo prazo, ou seja, ao menos um vetor de co-integração foi encontrado, aplicou-se o modelo de Vetores Autorregressivos. Portanto, para melhor analisar essas relações todas as cinco variáveis foram convertidas em logaritmo natural para melhor captar as elasticidades entre essas variáveis e suas variações em termos percentuais.

**Tabela 16–** Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (Excelsior)

**Modelo 1: Estimação com 1 posto, 3 defasagens e constante sem restrições**

Variável	Coeficiente	Razão-t	p-value	ATC <sup>1</sup>	ARCH <sup>2</sup>	NM <sup>3</sup>
d_d_I_R_EXCELSIOR_1	-0,513112	-3,235	0,0027 ***	<b>0,0512</b>	<b>0,5264</b>	<b>0</b>
d_d_I_PIB_Agro_1	-0,473514	-3,433	0,0016 ***			
d_d_I_PIB_Agro_2	-0,25014	-3,491	0,0014 ***			
d_d_I_IPA_2	0,786983	2,186	0,0358 **			
EC1	-0,063815	-2,875	0,0069 ***			

**Nota:** Estatística *Durbin-Watson* para a equação 1 do sistema de equações foi: 2,118205

<sup>1</sup>Teste de Autocorrelação de Ljung-Box 'Q'

<sup>2</sup>Teste de Heteroscedasticidade de ordem 4 LM

<sup>3</sup>Teste de Normalidade de Doornik-Hansen

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Para esse modelo utilizou-se o mesmo procedimento de Melo e Sampaio (2014), com utilização das variáveis em nível e em logaritmos, pois apresentaram melhores resultados do que em primeira diferença. Quanto à significância dos coeficientes empregou-se a mesma técnica de Arruda (2008), ou seja, para a análise considerou-se apenas os coeficientes (positivos ou negativos) das variáveis em



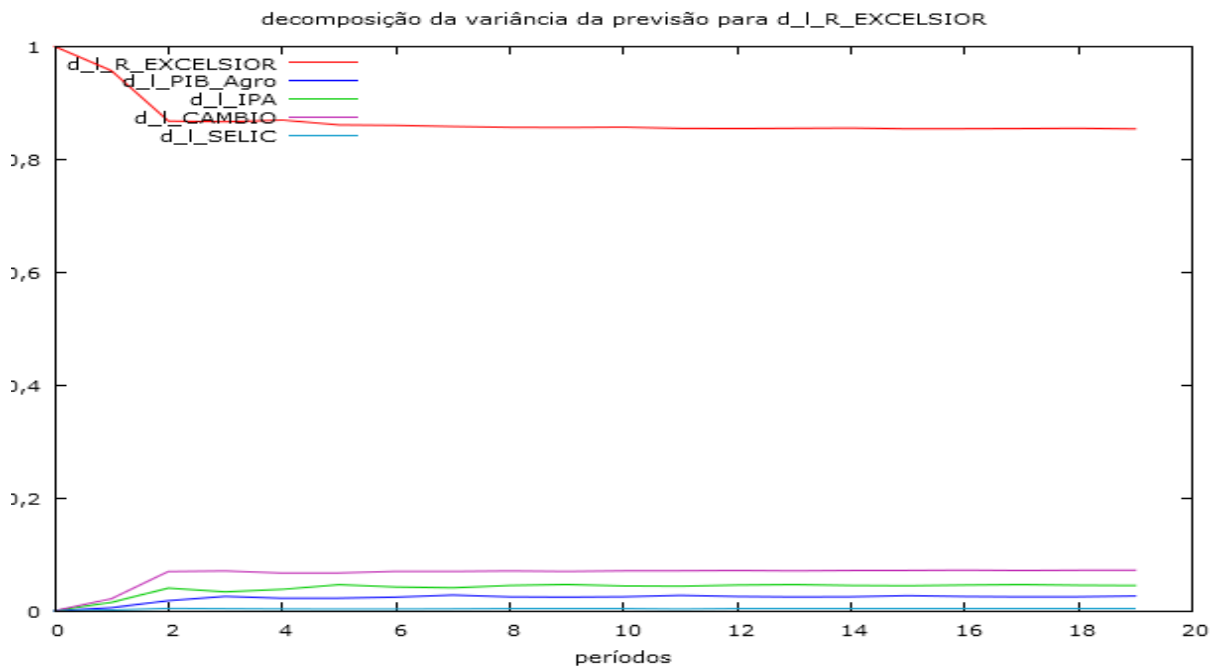
níveis e logaritmizadas com até 10% de significância, valores maiores que isso foram rejeitados. De acordo com Kilian (2010) *apud* Melo e Sampaio (2014), a vantagem de especificação em nível é que a estimação do VAR será consistente mesmo que as variáveis sejam integradas ou não. Além disso, inferências padrão nos impulsos-respostas baseados em modelos VAR(p),  $p > 1$ , em nível, são assintoticamente válidas. De acordo com Sims, Stock e Watson (1990), inferência também é assintoticamente invariante para a possível presença de co-integração entre as séries.

Assim, os testes de Durbin-Watson e Ljung-Box indicaram que para a primeira equação individualmente não fora observado presença de autocorrelação residual (2,118205, sendo o limite de 1,85-2,15), mas o modelo quando analisado em um sistema de equações, apresentou autocorrelação residual (0,0512). A hipótese nula de haver Heterocedasticidade dos resíduos desse modelo foi rejeitada (Teste Breush-Godfrey com p-valor =  $P(Qui-quadrado(3) > 2,2282) = 0,526416 = 0,654187$ ), portanto, o efeito ARCH não está presente e o modelo é homoscedástico. O teste de normalidade usado para esse modelo, igualmente aos anteriores foi o de Doornik-Hansen (1994). Portanto, com  $Qui-quadrado(10) = 46,4227 [0,0000]$ , os resíduos não estão normalmente distribuídos. Segundo Lopes (1995), a literatura já vem mostrando que a hipótese de normalidade dos resíduos para dados econômicos raramente é aceita.

Destarte, verifica-se que as variáveis mais significantes foram a própria receita, o PIB\_Agro e o IPA, todas a 5% ou 1%, inclusive o termo de correção de erro com 1%. As variáveis SELIC e CAMBIO não se mostraram significantes, fato que contrasta com os estudos de Callado *et al* (2010), num estudo no segmento de Alimentos e Bebidas, em que constataram que a taxa de juros e de câmbio, mostraram-se relacionadas com o Índice Bovespa para empresas desse segmento. E também com Grôppo (2004), que constatou que a taxa básica de juros é a que mais impacta no Ibovespa e que um choque na taxa de câmbio real leva à redução do Ibovespa já num primeiro momento.

Apesar das divergências, procedeu-se com o procedimento de decomposição da variância, conforme postula a literatura. Assim, um dos métodos de identificação mais populares entre os macroeconomistas continua sendo o procedimento de

ortogonalização dos resíduos do VAR com base na chamada “decomposição de Cholesky”. Para esse modelo a ordenação das variáveis dentro da matriz, foi feita na seguinte ordem: CAMBIO, SELIC, IPA, PIB-Agro e R\_EXCELSIOR, conforme gráfico abaixo.

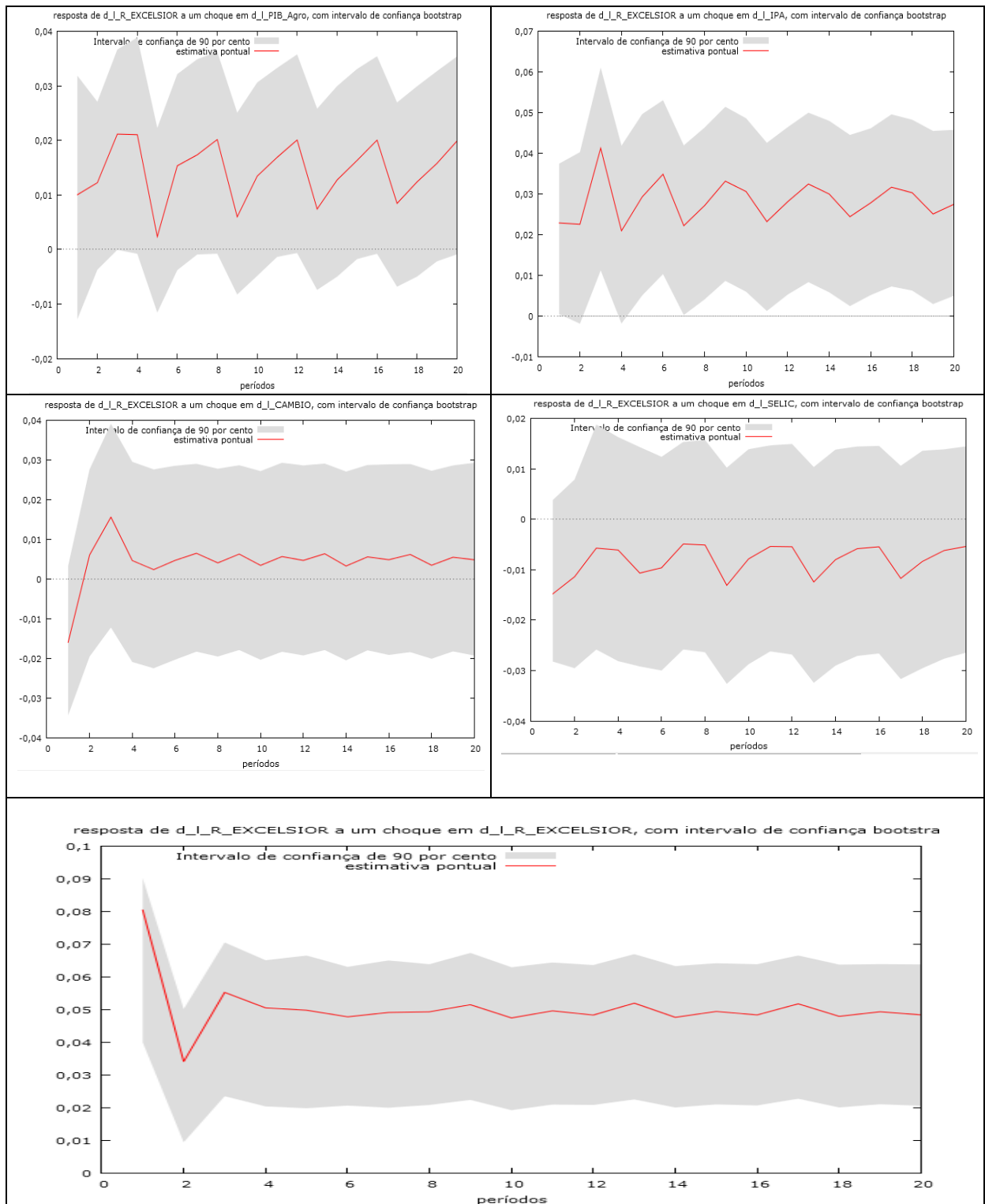


**Gráfico 10:** Decomposição da variância da previsão para R\_EXCELSIOR

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O gráfico apresenta os resultados da decomposição da variável explicada R\_Excelsior, que corresponde à receita bruta da empresa Excelsior S.A. empregando para isso o procedimento de Bernanke (GRÔPPO, 2004). Assim, como estimativas para 20 períodos após o choque tem-se que do primeiro período até o último, a variável receita é a que mais impacta sobre as variações dela mesma. As demais variáveis permaneceram praticamente constantes, com pequenas variações apenas no primeiro período. Esse resultado corrobora com os estudos realizados por Rahman e Uddin (2009), que encontram uma relação negativa entre o retorno dos ativos e a taxa de inflação.

É pertinente analisar também como um choque em cada variável do modelo é recebido pela variável endógena R\_Excelsior. Essa relação é apresentada nos gráficos de função impulso-resposta, que mostra o quanto cada variável endógena contribui para o erro de previsão da variável de interesse.



**Gráficos 11:** Gráficos da função impulso-resposta em R\_EXCELSIOR S.A.  
**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Igualmente a observações anteriores, as variáveis PIB\_Agro, IPA e a própria receita mostraram-se bastante significantes, pois um choque na própria receita tende a ser sentido por ela mesma de forma intensa já no primeiro período. Assim como a taxa de câmbio real, que apesar de uma tendência constante a partir do

quarto período após o choque, pode ser sentida já nos primeiros períodos. Isso se explica, pois segundo os relatórios financeiros da Excelsior Alimentos S.A. as operações da Companhia estão concentradas no mercado interno, e conseqüentemente seus fluxos de caixa não estão sujeitos a variações cambiais de moedas estrangeiras, sendo assim, não há risco associado à variação de moedas. Dessa forma, a Companhia não está apresentando análise de sensibilidade quantitativa mais elevada referente a risco da exposição às variações cambiais de moedas estrangeiras.

A identificação de uma relação estatística entre duas variáveis, por mais forte que seja, não pode ser o único critério para estabelecer uma relação causal entre elas. Assim, o teste de causalidade proposto por Granger (1987), visa superar as limitações do uso de simples correlações entre variáveis e procura determinar o sentido causal entre duas variáveis, estipulando que X "Granger-causa" Y se valores passados de X ajudam a prever o valor presente de Y. Os resultados estão na tabela abaixo:

**Tabela 17:** Teste de causalidade de Granger da Excelsior

Null Hypothesis	F-statistic	Test	Decision
I_R_Excelsior Does Not Granger Cause I_R_Excelsior	1,1104	0,3603	Does Not Reject*
I_R_PIB_Agro Does Not Granger Cause I_R_Excelsior	6,1967	0,0021	Reject***
I_R_IPA Does Not Granger Cause I_R_Excelsior	2,664	0,0813	Reject*
I_R_CAMBIO Does Not Granger Cause I_R_Excelsior	2,664	0,0658	Reject*
I_R_SELIC Does Not Granger Cause I_R_Excelsior	1,0317	0,3926	Does Not Reject*

**Note:** Cálculos realizados com 3 lags

Estatística Durbin-Watson para esse teste foi de: 1,554405 (Limite de 1,85 - 2,15)

Estatística Ljung-Box Q' = 1,73712 com p-valor = P(Qui-quadrado(3) > 1,73712) = 0,629

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Essa estatística foi feita com três defasagens usando o modelo de autorregressão vetorial com variáveis em primeira diferença e em logaritmo. Para esta estatística de teste, o GRETL utiliza os mínimos quadrados ordinários e assume como hipóteses nulas que todas as defasagens de: I\_R\_EXCELSIOR, I\_PIB\_Agro, I\_IPA, I\_CAMBIO e I\_SELIC são iguais a zero ( $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ ). Portanto, as

variáveis que causam no sentido de Granger na receita são: ela mesma a 1%, PIB-Agro a 1% e as variáveis IPA e CAMBIO a 10% de significância. Apesar de nas análises anteriores sobre decomposição da variância e na função impulso-resposta, a receita se mostrar significativa, esse teste de causalidade não confirmou tal relação. Tal situação pode ser explicada, pois, os Relatórios Financeiros dessa companhia demonstram que há um risco constante de possíveis flutuações oriundas nas taxas de juros incidentes sobre os ativos e passivos financeiros da Companhia. Assim, visando minimizar possíveis impactos advindos dessas oscilações, a mesma adota a política de diversificação nas linhas de crédito, alternando a contratação com taxas variáveis e taxas fixas. Na data das presentes informações contábeis intermediárias, os instrumentos financeiros da Companhia, remunerados a uma taxa de juros, estão a seguir apresentados pelo valor contábil.

#### 4.2.5. Modelo VAR para a empresa Conservas Oderich S.A.

A Oderich vem apresentando bons resultados nos últimos anos, todavia vem sentindo os impactos negativos da instabilidade política e econômica do Brasil, com reflexos muito pesados na sua área de negócios, em especial no financeiro, devido o perfil de sua captação de recursos para financiar as suas operações comerciais.

Síntese	Dez/2014	Evolução %	Dez/ 2013	Evolução %	Dez/ 2012
Vendas Líquidas	347.165	5,19%	330.033	2,02%	323.487
Resultado Bruto	84.481	0,96%	83.494	(4,82%)	87.722
Despesa/Receitas Operacionais	(56.529)	8,90%	(51.907)	11,57%	(58.698)
Receita/Despesas Financeiras Líquidas	(22.373)	68,13%	(13.307)	12,33%	(15.178)
Lucro/Prejuízo Líquido	6.238	(57,83%)	14.792	184,19%	8.031

**Figura 06:** Resultado Financeiro da Oderich S.A.

**Fonte:** Relatórios Financeiros Oderich S.A.

A Companhia apresenta lucro líquido acumulado de R\$ 6.238 em 31/12/2014 frente ao lucro acumulado de R\$ 14.792 mil em 31/12/2013, fato que demonstra a recuperação de suas atividades. No exercício de 2014 houve redução do lucro líquido de 57,83% quando em comparação ao igual período de 2013, que se deve a dois fatores preponderantes: a) aumento dos custos financeiros incidentes sobre os contratos de empréstimos, e b) aumento das despesas/receitas operacionais.

Portanto, para análise estatística através do modelo de Autorregressão Vetorial da empresa Oderich S.A. a determinação do processo autorregressivo foi realizado através dos procedimentos de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-

Quinn (HQC). Assim, a melhor ordem de processo autorregressivo encontrado foi: R\_Oderich com AR (2); CAMBIO e IPA com AR (2), respectivamente; SELEC e PIB\_Agro com AR (6), conforme tabela seguinte.

**Tabela 18 – Resultados dos Testes Dickey-Fuller Aumentado para Oderich S.A.**

Variáveis		IPA	PIB-Agro	CAMBIO	SELIC	R_ODERICH
<b>Lags</b>		2	6	2	6	2
<b>P-value assintótico</b>	$\tau_{nc}$	1,71E-05	0,07031	4,46E-07	6,68E-06	1,13E-13
	$\tau_c$	7,44E-05	0,004212	4,21E-05	0,0001127	1,53E-14
	$\tau_{ct}$	0,0004836	0,000954	6,51E-05	4,83E-05	5,58E-05
<b>Estatística Teste</b>	$\tau_{nc}$	-4,63044	-1,78716	-5,47692	-4,52832	-7,85647
	$\tau_c$	-5,20716	-3,69449	-5,38288	-4,62353	-8,46015
	$\tau_{ct}$	-5,22178	-4,6077	-5,22196	-5,28439	5,31E-14
<b>Conclusão</b>		Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0

$\tau_{nc}$ -Estatística Teste sem a constante

$\tau_c$ -Estatística Teste com a constante

$\tau_{ct}$ -Estatística Teste com constante e tendência

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O teste foi realizado inicialmente em nível para as cinco variáveis analisadas nesse modelo, constando que em ambos os casos não se rejeitou a hipótese nula ( $H_0$ ) de existência de raiz unitária. No segundo momento aplicou-se a primeira diferença com as mesmas defasagens para as variáveis em logaritmos, constatando-se que todas as variáveis mostraram-se estacionárias em primeira diferença.

Após verificar a ordem de integração das variáveis e identificá-las como sendo todas  $I(1)$ , realizou-se o teste de co-integração com objetivo de analisar as relações de longo prazo entre as variáveis. Para isso, utilizou-se o teste de co-integração de Engle-Granger (1988). Esse teste assume que existe evidência de uma relação de co-integração se:

(a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais;

(b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos da regressão de co-integração.

Assim, os cálculos foram realizados individualmente assumindo-se as variáveis endógenas em pares; exemplo (Receita e PIB; Receita e Selic; Receita e Ipa; Receita e Câmbio), os resultados encontram-se na tabela seguinte:

**Tabela 19**– Regressão de co-integração - Oderich S.A.

Variáveis explicativas	Coeficientes	Erro padrão	Razão-t	p-valor <sup>1</sup>
Constant	8,05843	0,9251	8,711	3,26E-011***
PIB-Agro	-0,465431	0,1225	-3,798	0,0004***
IPA	1,25991	0,203	6,204	1,55E-07***
CAMBIO	-0,045202	0,1651	-0,2737	0,7855
SELIC	-0,35288	0,1566	-2,267	0,0282**

<sup>1</sup>O teste ADF para raiz unitário dos resíduos dessa regressão foi de 0,5873 com inclusão da constante

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O teste de co-integração de Engle-Granger cujos dados encontram-se na tabela anterior tiveram como variável dependente R\_ Oderich e como explanatórias: PIB-Agro, IPA, CAMBIO e SELEC, todas diferenciadas de ordem  $I(1)$  e em logaritmos. A constante juntamente com as variáveis PIB\_Agro e IPA, mostraram-se significantes a 1%, a SELIC a 5% e a variável CAMBIO não mostrou-se significativa. No entanto, o teste ADF indicou a presença de autocorrelação residual.

Após a aplicação dos testes de raiz unitária e de co-integração, onde constatou-se a estacionariedade das variáveis em primeira diferença e que as mesmas apresentam uma relação de longo prazo, ou seja, ao menos um vetor de co-integração foi encontrado. Aplicou-se o modelo de Vetores Autoregressivos. Portanto, para melhor analisar essas relações todas as cinco variáveis foram convertidas em logaritmo para melhor captar as elasticidades entre as mesmas e suas variações em termos percentuais.

**Tabela 20 – Modelo de Autorregressão Vetorial (Oderich)**

<b>Modelo 1: Estimação com 1 posto, sem diferenciação e constante sem restrições</b>						
Variável	Coeficiente	Razão-t	p-value	ATC <sup>1</sup>	ARCH <sup>2</sup>	NM <sup>3</sup>
Const	-0,796598	-0,2748	0,7848	<b>0,622</b>	<b>0,609</b>	<b>0,0473</b>
I_R_Oderich_1	0,798387	5,165	6,22e-06 ***			
I_PIB_Agro_1	0,519763	3,889	0,0004 ***			
I_IPA_1	-0,352113	-1,138	0,2615			
I_CAMBIO_1	-0,279546	-1,908	0,0632 *			
I_SELIC_1	0,17653	1,253	0,2173			
Time	-0,0003403	-0,0477	0,9622			

**Nota:** Estatística *Durbin-Watson* para a equação 1 do sistema de equações foi: 2,09018

<sup>1</sup>Teste de Autocorrelação de Ljung-Box 'Q'

<sup>2</sup>Teste de Heteroscedasticidade de ordem 4 LM

<sup>3</sup>Teste de Normalidade de Doornik-Hansen

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

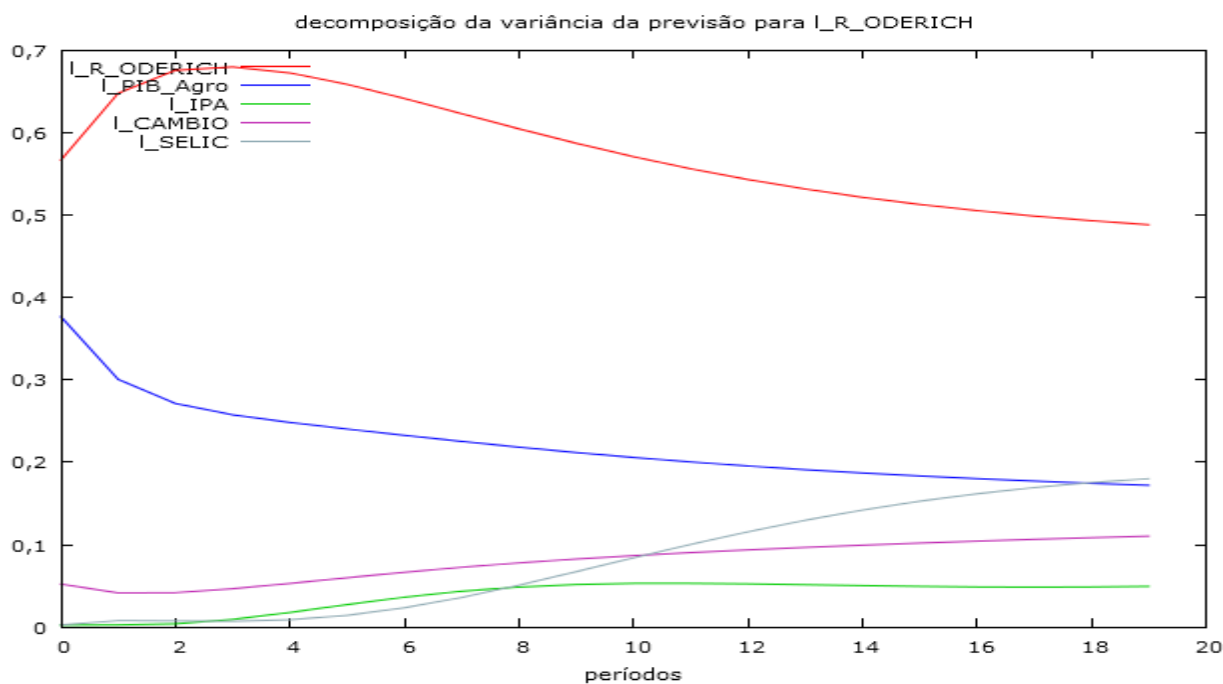
Para esse modelo utilizou-se o mesmo procedimento de Melo e Sampaio (2014), com utilização das variáveis em nível e em logaritmos, pois apresentaram melhores resultados do que em primeira diferença. Quanto à significância dos coeficientes empregou-se a mesma técnica de Arruda (2008), ou seja, para a análise considerou-se apenas os coeficientes (positivos ou negativos) das variáveis em níveis e logaritmizadas com até 10% de significância, valores maiores que isso foram rejeitados. De acordo com Kilian (2010) *apud* Melo e Sampaio (2014), a vantagem de especificação em nível é que a estimação do VAR será consistente mesmo que as variáveis sejam integradas ou não. Além disso, inferências padrão nos impulsos-respostas baseados em modelos VAR(p),  $p > 1$ , em nível, são assintoticamente válidas. De acordo com Sims, Stock e Watson (1990), inferência também é assintoticamente invariante para a possível presença de co-integração entre as séries.

Os testes de autocorreção de Durbin-Watson para a primeira equação e o de Ljung-Box para o sistema de equações, rejeitaram a hipótese de haver autocorrelação residual. O teste de heteroscedasticidade de Breush-Godfrey = 0,609 também apontou que os resíduos são homoscedásticos. No entanto, o teste de normalidade de Doornik-Hansen apontou que os resíduos não são normalmente



distribuídos. Infere-se, pois, que uma variação de uma unidade do Pib da agropecuária, tende a impactar positivamente em 0,52% sobre a receita da Oderich S.A. e que uma variação de uma unidade na própria receita tende a impactar também positivamente em 0,80% nela mesma. As demais variáveis não se mostraram significantes.

Procedeu-se em seguida com o procedimento de decomposição da variância, conforme postula a literatura. Assim, um dos métodos de identificação mais populares entre os macroeconomistas continua sendo o procedimento de ortogonalização dos resíduos do VAR com base na chamada “decomposição de Cholesky”. Para esse modelo a ordenação das variáveis dentro da matriz, foi feita na seguinte ordem: CAMBIO, SELIC, IPA, PIB-Agro e R\_Oderich, conforme gráfico abaixo.



**Gráfico 12:** Decomposição da variância da previsão para R\_ Oderich

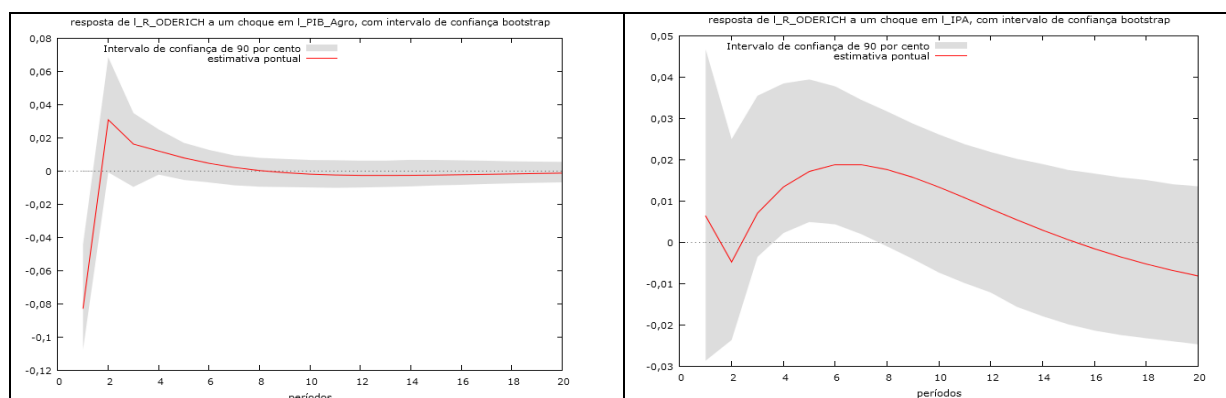
**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

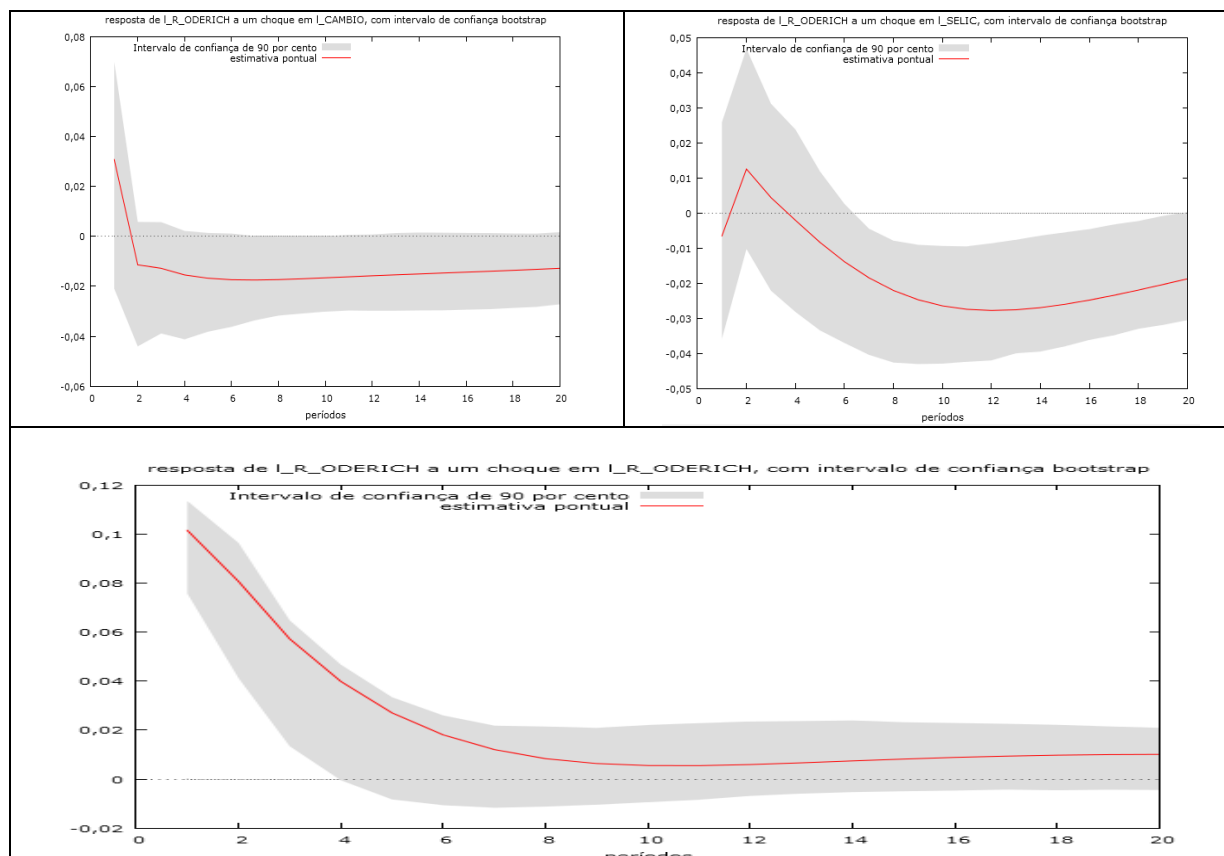
O gráfico apresenta os resultados da decomposição da variável explicada R\_ Oderich, que corresponde à receita bruta da empresa Oderich S.A. empregando para isso o procedimento de Bernanke (GRÔPPO, 2004). Assim, no primeiro momento 56,67% das variações da receita são atribuídas a ela mesma, seguido da variável Pib\_Agro que corresponde a 37,67%. Essa variação segue sem muitas alterações até o 20º período em que a variável SELIC passa a representar 18,01%

dessas variações. Segundo os relatórios financeiros, as oscilações de preços e do câmbio são constantes, e essas oscilações podem provocar alterações substanciais nas receitas e nos custos, o que pode incorrer em perdas, principalmente pelas flutuações dessas taxas. Assim, para mitigar esse risco, sua administração acompanha permanentemente os mercados locais e estrangeiros, buscando antecipar-se ao movimento de preços; além de possuir contratos no mercado de derivativos, ou seja, operações “swap” de proteção da taxa de juros.

Os Relatórios Financeiros apontam que a administração desses instrumentos é efetuada por meio de controles internos visando assegurar liquidez, rentabilidade e segurança. A política de controle consiste em acompanhamento permanente das condições contratadas *versus* condições vigentes no mercado. Tal situação pode ser também explicada por Elton et al (2012), pois ao prever a queda de lucros, os investidores do mercado de ações, especialmente os institucionais, venderão parte de suas ações e migrarão para outros mercados mais líquidos e menos arriscados, entre eles, o tradicional mercado de depósitos bancários, tal como os fundos de renda fixa, muitas vezes desvinculados do mercado acionário e geralmente com remuneração atrelada aos títulos públicos federais, ou seja, remunerados à taxa Selic.

É pertinente analisar também como um choque em cada variável do modelo é recebido pela variável endógena R\_Oderich. Essa relação é apresentada nos gráficos de função impulso-resposta, que mostra o quanto cada variável endógena contribui para o erro de previsão da variável de interesse.





**Gráficos 13:** Gráficos da função impulso-resposta em R\_ Oderich S.A.

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

A variável R\_Oderich responde a um choque na variável Pib\_Agro já no primeiro momento, a partir do 8º período após o choque observa-se que tal impacto é praticamente nulo. Um choque na variável IPA é sentido positivamente até p 12º período, seguindo tendência negativa até 20º período. Um choque na taxa básica de juros é sentido negativamente a partir do 2º período.

A identificação de uma relação estatística entre duas variáveis, por mais forte que seja, não pode ser o único critério para estabelecer uma relação causal entre elas. Assim, o teste de causalidade proposto por Granger (1987), visa superar as limitações do uso de simples correlações entre variáveis e procura determinar o sentido causal entre duas variáveis, estipulando que X "Granger-causa" Y se valores passados de X ajudam a prever o valor presente de Y. Os resultados estão na tabela abaixo:

**Tabela 21:** Teste de causalidade de Granger da Oderich

Null Hypothesis	F-statistic	Test	Decision
I_R_Oderich Does Not Granger Cause I_R_Oderich	26,679	0	Reject***
I_R_PIB_Agro Does Not Granger Cause I_R_Oderich	15,123	0,0004	Reject***

I_R_IPA Does Not Granger Cause I_R_Oderich	1,2954	0,2615	Does Not Reject*
I_R_CAMBIO Does Not Granger Cause I_R_Oderich	3,6414	0,0632	Reject*
I_R_SELIC Does Not Granger Cause I_R_Oderich	1,5688	0,2173	Does Not Reject*

**Note:** Cálculos realizados com 1 lag.

Estatística Durbin-Watson para esse teste foi de: 2,048387 (Limite de 1,85 - 2,15)

Estatística Ljung-Box Q' = 0,243156 com p-valor = P(Qui-quadrado(1) > 0,243156) = 0,622

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

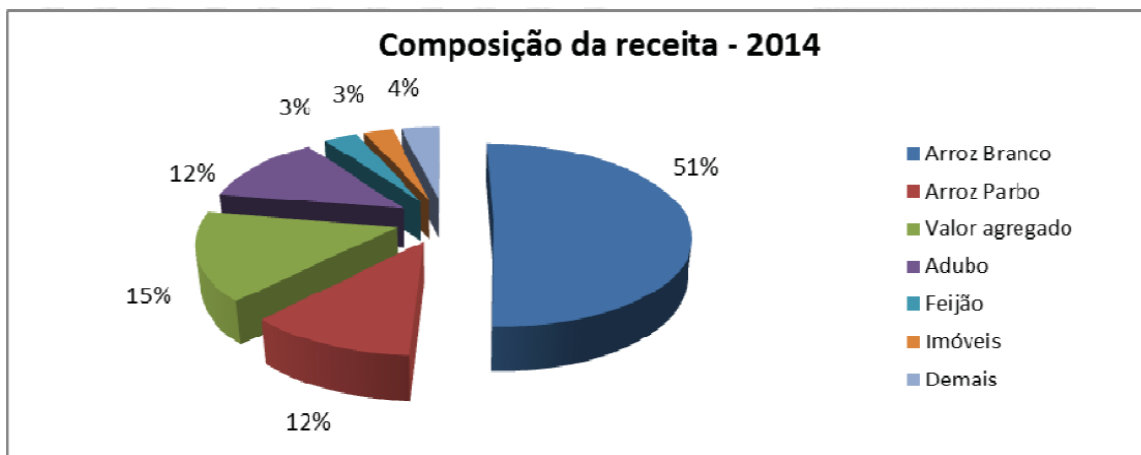
Essa estatística foi feita com uma defasagem usando o modelo de autorregressão vetorial com todas as variáveis em nível e em logaritmo. Para esta estatística de teste, o GRETl utiliza os mínimos quadrados ordinários e assume como hipóteses nulas que todas as defasagens de: I\_R\_Oderich, I\_PIB\_Agro, I\_IPA, I\_CAMBIO e I\_SELIC são iguais a zero ( $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ ). Portanto, as variáveis que causam no sentido de Granger na receita são: ela mesma e a variável Pib\_Agro a 1%, além da variável CAMBIO desde que se assuma uma significância de 10%. As variáveis SELIC e IPA não mostraram-se significantes, portanto, não causaram no sentido de Granger na receita. Assim, o resultado bastante significativo da variável Pib\_Agro, corrobora com os resultados encontrados por Rahman e Uddin (2009) para o mercado da Índia, Paquistão e Bangladesh no subcontinente indiano, mas contrastam com os de Albuquerque (2014) em que a variável mais causou no sentido de Granger na receita (representado pelo faturamento bruto disponível na BM&FBovespa) foram a SELIC seguida pelo PIB, que não mostrou-se tão significativo.

Para Medeiros e Ramos (2004), a influência do desempenho dos mercados de capitais internacionais é bastante conhecida nesses tempos de globalização. Muitos estudos atestam a correlação positiva entre o desempenho dos diversos mercados ao redor do planeta. Tal fato não é diferente no Brasil, que tende a seguir as variações dos principais mercados, principalmente o dos Estados Unidos.

#### 4.2.6. Modelo VAR para a empresa Josapar-Joaquim Oliveira S.A.

Diante do nível de preços praticados, de pressões inflacionárias e dos impactos negativos na renda da população, a JOSAPAR vem mantendo o volume de vendas, com destaque neste exercício para as exportações, o segmento de insumos

agrícolas e a linha de azeites. A performance das vendas é fruto da eficiência e da produtividade da companhia somado aos investimentos em gestão de processos e equipamentos.



**Figura 07:** Composição da Receita da Josapar Participações S.A.  
**Fonte:** Relatórios Financeiros da Josapar Participações S.A

Os investimentos da companhia no ano totalizaram R\$ 17,3 milhões e foram realizados com vistas à ampliação da capacidade de armazenagem, secagem e beneficiamento, melhoria da gestão de processos e lançamentos de novos produtos. Assim o faturamento bruto foi na ordem de R\$ 1,160 bilhão, representando um crescimento de 4% sobre o mesmo período do ano anterior.

A desvalorização do câmbio não foi suficiente para atenuar os menores preços do arroz praticados pelos principais concorrentes do mercado internacional – Estados Unidos e Ásia. Entretanto, mesmo neste contexto desfavorável de menor competitividade do arroz brasileiro no exterior, houve um crescimento da receita da companhia oriunda das exportações, atingindo R\$ 64,2 milhões contra R\$ 58 milhões do exercício anterior. A empresa mantém sua estratégia de buscar crescimento com o aumento de volumes e conquista de novos mercados.

Portanto, para análise estatística através do modelo VAR da empresa Josapar S.A. a determinação do processo autorregressivo foi realizado através dos procedimentos de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQC). Assim, a melhor ordem de processo autorregressivo encontrado foi: R\_ Josapar com AR (5); CAMBIO e IPA com AR (2), respectivamente; SELEC e PIB\_Agro com AR (6), conforme tabela seguinte.

**Tabela 22** – Resultados dos Testes Dickey-Fuller Aumentado para Josapar S.A.

Variáveis		IPA	PIB-Agro	CAMBIO	SELIC	R_JOSAPAR
Lags		2	6	2	6	5
<b>P-value assintótico</b>	$\tau_{nc}$	1,71E-05	0,07031	4,46E-07	6,68E-06	5,68E-03
	$\tau_c$	7,44E-05	0,004212	4,21E-05	0,0001127	6,53E-02
	$\tau_{ct}$	0,0004836	0,000954	6,51E-05	4,83E-05	2,05E-01
<b>Estatística Teste</b>	$\tau_{nc}$	-4,63044	-1,78716	-5,47692	-4,52832	-2,75614
	$\tau_c$	-5,20716	-3,69449	-5,38288	-4,62353	-2,75288
	$\tau_{ct}$	-5,22178	-4,6077	-5,22196	-5,28439	-2,7794
<b>Conclusão</b>		Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0

$\tau_{nc}$ –Estatística Teste sem a constante

$\tau_c$ –Estatística Teste com a constante

$\tau_{ct}$ –Estatística Teste com constante e tendência

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O teste foi realizado inicialmente em nível para as cinco variáveis analisadas nesse modelo, constando que em ambos os casos não se rejeitou a hipótese nula ( $H_0$ ) de existência de raiz unitária. No segundo momento aplicou-se a primeira diferença com as mesmas defasagens para as variáveis em logaritmos, constatando-se que todas as variáveis mostraram-se estacionárias em primeira diferença.

Após verificar a ordem de integração das variáveis e identificá-las como sendo todas  $I(1)$ , realizou-se o teste de co-integração com objetivo de analisar as relações de longo prazo entre as variáveis. Para isso, recorreu-se novamente ao método proposto por Engle-Granger (1988). Esse teste assume que existe evidência de uma relação de co-integração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais;
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos da regressão de co-integração.

Assim, os cálculos foram realizados individualmente assumindo-se as variáveis endógenas em pares; exemplo (Receita e PIB; Receita e Selic; Receita e Ipa; Receita e Câmbio), os resultados encontram-se na tabela seguinte:

**Tabela 23 – Regressão de co-integração - Josapar S.A.**

Variáveis explicativas	Coeficientes	Erro padrão	Razão-t	p-valor <sup>1</sup>
Constant	0,0161883	0,0207836	0,7789	0,4402
PIB-Agro	-0,358698	0,0656674	-5,462	2,07e-06 ***
IPA	0,317428	0,498187	0,6372	0,5273
CAMBIO	0,583253	0,267024	0,5888	0,0343 **
SELIC	0,127106	0,215867	-2,184	0,559

<sup>1</sup>O teste ADF para raiz unitário dos resíduos dessa regressão foi de 0,8658 com inclusão da constante

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O teste de co-integração de Engle-Granger cujos dados encontram-se na tabela anterior tiveram como variável dependente R\_ Josapar e como explanatórias: PIB-Agro, IPA, CAMBIO e SELEC, todas diferenciadas de ordem  $I(1)$  e em logaritmos. Portanto, duas variáveis mostraram-se significantes a 1% e 5%, respectivamente, que foram o Pib\_Agro e o CAMBIO. O teste ADF para esse modelo indicou a não presença de vetor autorregressivo. Procedeu-se em seguida á aplicação do modelo de vetores autorregressivos com variáveis em primeira diferença e em logaritmos.

**Tabela 24 – Modelo de Autorregressão Vetorial (Josapar)**

**Modelo 1: Estimação com 1 posto, 3 defasagens e constante sem restrições**

Variável	Coeficiente	Razão-t	p-value	ATC <sup>1</sup>	ARCH <sup>2</sup>	NM <sup>3</sup>
d_I_R_JOSAPAR_2	-0,539779	-3,2	0,0032 ***	<b>0,993</b>	<b>0.73342</b>	<b>0,1723</b>
d_I_R_JOSAPAR_3	-0,399186	-2,261	0,0312 **			
d_I_PIB_Agro_1	0,284026	2,364	0,0247 **			
d_I_IPA_3	0,88244	1,711	0,0975 *			
d_I_CAMBIO_1	0,640303	2,344	0,0259 **			
_d_I_PIB_Agro_2	-0,25014	-3,491	0,0014 ***			

_d_l_IPA_2	0,786983	2,186	0,0358 **		
EC1	-0,063815	-2,875	0,0069 ***		

**Nota:** Estatística *Durbin-Watson* para a equação 1 do sistema de equações foi: 1,917018

<sup>1</sup>Teste de Autocorrelação de Ljung-Box 'Q'

<sup>2</sup>Teste de Heteroscedasticidade de ordem 4 LM

<sup>3</sup>Teste de Normalidade de Doornik-Hansen

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

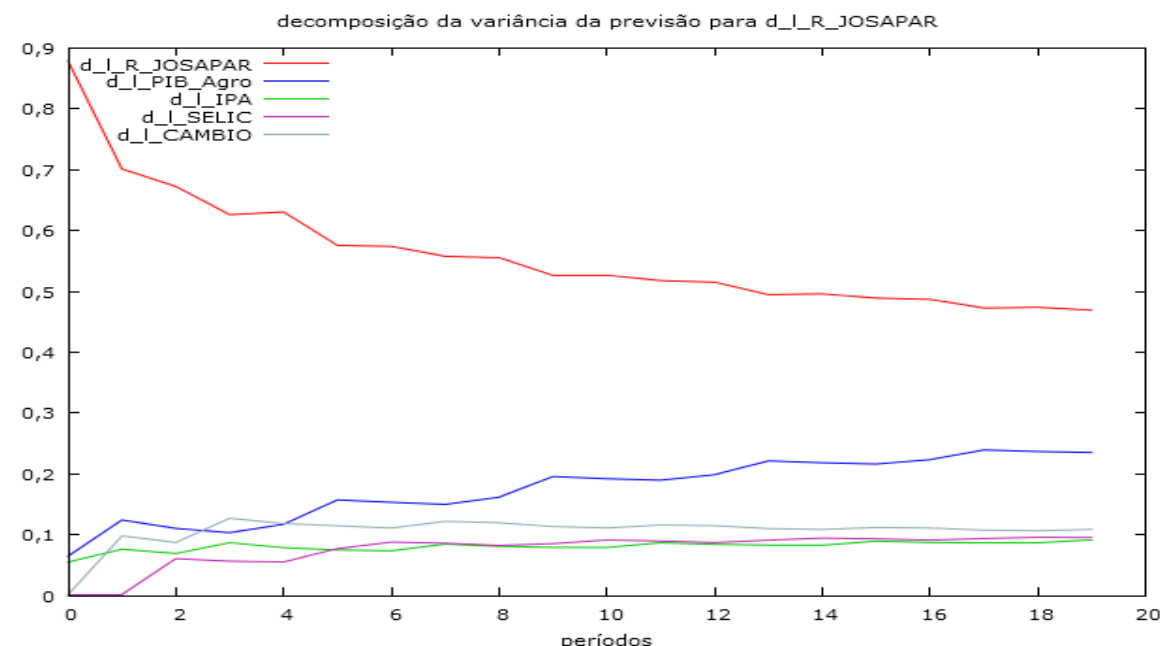
\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Assim, os testes de Durbin-Watson e Ljung-Box indicaram que o modelo não apresentou autocorrelação residual. A hipótese nula de haver Heteroscedasticidade dos resíduos desse modelo foi rejeitada (Teste Breush-Godfrey com  $p\text{-valor} = P(\text{Qui-quadrado}(3) > 1,28191) = 0,733434$ ). Portanto, o efeito ARCH não está presente e o modelo é homoscedástico. O teste de normalidade usado para esse modelo, igualmente aos anteriores foi o de Doornik-Hansen (1994). Portanto, com  $\text{Qui-quadrado}(10) = 14,0079 [0,1726]$ , os resíduos estão normalmente distribuídos. Destarte, verifica-se que para esse modelo todas as variáveis mostraram-se significantes, inclusive o termo de correção de erro para ajustamento dos dados a 5%. Assim, um aumento de uma unidade na variável IPA, aumenta em 0,88% a variável R\_Josapar; e um aumento de uma unidade na taxa de câmbio provoca um aumento de 0,64% na receita da Josapar Participações S.A. A variável SELIC não mostrou-se significativa, nem quando defasada.

Procedeu-se com a técnica de decomposição da variância, conforme postula a literatura. Assim, um dos métodos de identificação mais populares entre os macroeconomistas continua sendo o procedimento de ortogonalização dos resíduos do VAR com base na chamada “decomposição de Cholesky”. Para esse modelo a ordenação das variáveis dentro da matriz, foi feita na seguinte ordem: CAMBIO, SELIC, IPA, PIB-Agro e R\_JOSAPAR, conforme gráfico abaixo.





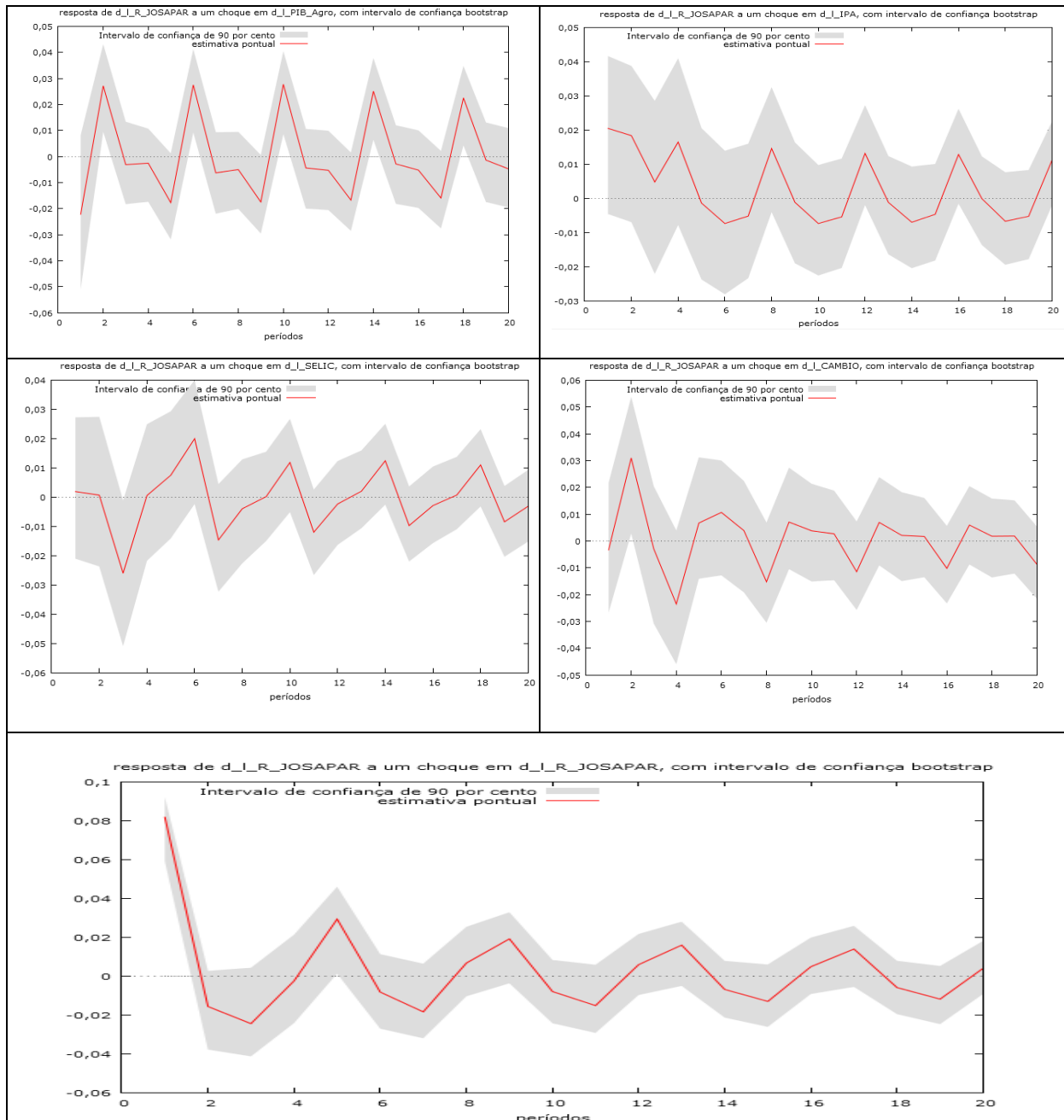
**Gráfico 14:** Decomposição da variância da previsão para R\_ Josapar

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O gráfico apresenta os resultados da decomposição da variável explicada R\_ Josapar, que corresponde à receita bruta da empresa Excelsior S.A. empregando para isso o procedimento de Bernanke (GRÔPPO, 2004). Assim, como estimativas para 20 períodos após o choque tem-se que do primeiro período até o último, a variável receita é a que mais impacta sobre as variações dela mesma. Representando 87,84% das variações nela mesma no primeiro período, enquanto que a variável Pib\_Agro passa a representar 23,5% das variações da receita ao final do 20º período.

Segundo os relatórios financeiros na Josapar Participações S.A. a companhia está exposta a muitos riscos, principalmente os riscos cambiais e de mercado. Assim os riscos cambiais, decorrentes de operações de compra e venda no mercado externo, estão completamente atrelados a prazos e volumes que se equivalem, o que forma uma proteção natural para eventuais variações futuras. Os riscos de mercado são administrados pelo planejamento de compras, onde se toma por base o nível de preço dos insumos que viabiliza a comercialização das mercadorias no mercado local dentro dos padrões de margem de lucro esperados e os prazos de entrega prováveis. Isso explica em parte a pouca influência das variáveis mercadológicas sobre os resultados dessa companhia.

É pertinente analisar também como um choque em cada variável do modelo é recebido pela variável endógena  $R\_Josapar$ . Essa relação é apresentada nos gráficos de função impulso-resposta, que mostra o quanto cada variável endógena contribui para o erro de previsão da variável de interesse.



**Gráficos 15:** Gráficos da função impulso-resposta em  $R\_Josapar$  S.A.

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Os gráficos de função impulso-resposta revelam que as variáveis oscilam positiva e negativamente em momentos de pico e depressão ao longo do eixo desde o primeiro período após o choque até o 20º período, principalmente para a variável

CAMBIO. Isso se explica, pois segundo os relatórios financeiros da Josapar participações S.A. a companhia tem como regra geral a não contratação de linhas de crédito em moeda estrangeira, de forma a não ficar sujeita ao risco de flutuações do mercado de câmbio, financiando majoritariamente sua operação por linhas de crédito em moeda nacional, taxas pré-fixadas ou pós-fixadas por indexadores brasileiros (CDI e TJLP) mais *spread* bancário.

A identificação de uma relação estatística entre duas variáveis, por mais forte que seja, não pode ser o único critério para estabelecer uma relação causal entre elas. Assim, o teste de causalidade proposto por Granger (1987), visa superar as limitações do uso de simples correlações entre variáveis e procura determinar o sentido causal entre duas variáveis, estipulando que X "Granger-causa" Y se valores passados de X ajudam a prever o valor presente de Y. Os resultados estão na tabela abaixo:

**Tabela 25:** Teste de causalidade de Granger da Josapar S.A.

Null Hypothesis	F-statistic	Test	Decision
I_R_Josapar Does Not Granger Cause I_R_Josapar	4,6173	0,009	Reject***
I_R_PIB_Agro Does Not Granger Cause I_R_Josapar	1,8787	0,1545	Does Not Reject*
I_R_IPA Does Not Granger Cause I_R_Josapar	1,82	0,1648	Does Not Reject*
I_R_CAMBIO Does Not Granger Cause I_R_Josapar	2,0189	0,1324	Does Not Reject*
I_R_SELIC Does Not Granger Cause I_R_Josapar	1,0483	0,3856	Does Not Reject*

**Note:** Cálculos realizados com 3 lags

Estatística Durbin-Watson para esse teste foi de: 1,917018 (Limite de 1,85 - 2,15)

Estatística Ljung-Box Q' = 0,0863022 com p-valor = P(Qui-quadrado(3) > 0,0863022) = 0,993

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Essa estatística foi feita com três defasagens usando o modelo de autorregressão vetorial com variáveis em primeira diferença e em logaritmo. Para esta estatística de teste, o GRETL utiliza os mínimos quadrados ordinários e assume como hipóteses nulas que todas as defasagens de: I\_R\_ Oderich, I\_PIB\_Agro, I\_IPA, I\_CAMBIO e I\_SELIC são iguais a zero ( $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ ). Portanto, a única variável que causa no sentido de Granger na receita é o Pib\_Agro a 1%, as demais mostraram ser insignificantes. Resultado compatível com os estudos de Rahman e Uddin (2009) no mercado asiático, ao utilizarem as variáveis: preços das ações e

taxa de câmbio, constatando que não houve uma relação de causalidade entre elas. Mas oposto aos resultados de Oscan (2012) que encontrou uma causalidade bidirecional para a Bolsa de Valores de Istambul na Turquia.

#### 4.2.7. Modelo VAR para a empresa Renar Maçãs S.A.

A receita líquida ao longo do 1T15 foi de R\$ 8,1 milhões, uma redução de 30% em relação ao 1T14 e um aumento de 31%, em comparação ao ano 1T13. Já o volume comercializado neste período foi de 9,5 mil toneladas (*versus* 6,2 mil ton. no 1T14). O aumento se dá por conta de preços de mercado inferiores no 1T15, o que leva a companhia a precisar vender mais maçãs para arcar com os compromissos e desembolsos de caixa ao longo do período de colheita.

<b>DRE (Em milhares de Reais)</b>	<b>SET/2015</b>	<b>SET/2014</b>
<b>RECEITA BRUTA</b>	<b>31.611</b>	<b>46.909</b>
Venda de Mercadorias	29.453	45.483
Venda de Polpa	826	892
Venda de Serviços	1.332	534

**Figura 08:** Demonstração de Resultado – Renar Maçãs S.A.

**Fonte:** Relatórios Financeiros da Renar Maçãs S.A

No 1T15 o lucro bruto (Receita Líquida (-) Custo da Mercadoria Vendida) da companhia atingiu R\$ 2,1 milhões negativos, frente um resultado R\$ 4,1 milhões no 1T14, também fruto do comportamento atípico dos preços no início de 2014.

Ainda segundo seus relatórios financeiros, para melhorar a situação financeira e econômica atual, a Companhia tem como metas:

- Redução de despesas, adequando a estrutura da Companhia, valendo-se da sinergia gerada com a incorporação da Pomifrai Fruticultura S/A e Renar Maçãs S/A.
- Reestruturação de diversos setores, em especial, a área agrícola, com foco em redução de custos de produção de forma a obter maior margem de contribuição na safra de 2014/2015.
- Venda de ativos imobilizados não utilizados nas atividades operacionais.
- Implantação do orçamento setorial para o exercício de 2016, visando aumento de controle e a redução dos gastos.

- Reestruturação do perfil da dívida da Companhia, garantindo a formação da próxima safra, bem como o equilíbrio financeiro da Companhia.

Portanto, para análise estatística através do modelo VAR, A determinação do processo autorregressivo foi realizado através dos procedimentos de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQC). Assim, a melhor ordem de processo autorregressivo encontrado foi: R\_Renar com AR (2); CAMBIO e IPA com AR (1), respectivamente; SELEC e PIB\_Agro com AR (6), conforme tabela seguinte.

**Tabela 26 – Resultados dos Testes Dickey-Fuller Aumentado para Renar S.A.**

Variáveis		IPA	PIB-Agro	CAMBIO	SELIC	R_RENAR
<b>Lags</b>		2	6	2	6	1
<b>P-value assintótico</b>	$\tau_{nc}$	1,71E-05	0,07031	4,46E-07	6,68E-06	6,38E-02
	$\tau_c$	7,44E-05	0,004212	4,21E-05	0,0001127	1,32E-02
	$\tau_{ct}$	0,0004836	0,000954	6,51E-05	4,83E-05	3,72E-02
<b>Estatística Teste</b>	$\tau_{nc}$	-4,63044	-1,78716	-5,47692	-4,52832	-10,54
	$\tau_c$	-5,20716	-3,69449	-5,38288	-4,62353	-10,43
	$\tau_{ct}$	-5,22178	-4,6077	-5,22196	-5,28439	-10,33
<b>Conclusão</b>		Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0

$\tau_{nc}$  - Estatística Teste sem a constante

$\tau_c$  - Estatística Teste com a constante

$\tau_{ct}$  - Estatística Teste com constante e tendência

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O teste foi realizado inicialmente em nível para as cinco variáveis analisadas nesse modelo, constando que em ambos os casos não se rejeitou a hipótese nula ( $H_0$ ) de existência de raiz unitária. No segundo momento aplicou-se a primeira diferença com as mesmas defasagens para as variáveis em logaritmos, constatando-se que todas as variáveis mostraram-se estacionárias em primeira diferença.

Após verificar a ordem de integração das variáveis e identificá-las como sendo todas  $I(1)$ , realizou-se o teste de co-integração com objetivo de analisar as relações de longo prazo entre as variáveis. Para isso, recorreu-se novamente ao

método proposto por Engle-Granger (1988). Esse teste assume que existe evidência de uma relação de co-integração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais;
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos da regressão de co-integração.

Assim, os cálculos foram realizados individualmente assumindo-se as variáveis endógenas em pares; exemplo (Receita e PIB; Receita e Selic; Receita e Ipa; Receita e Câmbio), os resultados encontram-se na tabela seguinte:

**Tabela 27 – Regressão de co-integração – Renar Maçãs S.A.**

Variáveis explicativas	Coefficientes	Erro padrão	Razão-t	p-valor <sup>1</sup>
Constant	-0,0176	0,0867	-0,2179	0,8286
PIB-Agro	0,3212	0,255	1,26	0,2145
IPA	0,4824	1,9346	0,249	0,8042
CAMBIO	0,1231	1,0369	0,118	0,906
SELIC	-0,2979	0,8383	-0,355	0,724

<sup>1</sup>O teste ADF para raiz unitário dos resíduos dessa regressão foi de 0,01138 com inclusão da constante

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O teste de co-integração de Engle-Granger cujos dados encontram-se na tabela anterior tiveram como variável dependente R\_Renar e como explanatórias: PIB-Agro, IPA, CAMBIO e SELEC, todas diferenciadas de ordem  $I(1)$  e em logaritmos. Portanto, teste rejeitou a hipótese nula de existência de raiz unitária entre os resíduos da regressão a 5% (Teste ADF=0,01138), o que revela que os resíduos são estacionários e que existe pelo menos um vetor de co-integração para esse modelo.

Após a aplicação dos testes de raiz unitária e de co-integração, onde constatou-se a estacionariedade das variáveis em primeira diferença e que as

mesmas apresentam uma relação de longo prazo, ou seja, ao menos um vetor de co-integração foi encontrado. Aplicou-se o modelo de Vetores Autorregressivos (VAR). Portanto, para melhor analisar essas relações todas as cinco variáveis foram convertidas em logaritmo para melhor captar as elasticidades entre as mesmas e suas variações em termos percentuais.

**Tabela 28 – Modelo de Autorregressão Vetorial (Renar)**

<b>Modelo 1: Estimação com 1 posto, 3 defasagens e constante sem restrições</b>						
Variável	Coeficiente	Razão-t	p-value	ATC <sup>1</sup>	ARCH <sup>2</sup>	NM <sup>3</sup>
d_I_R_RENAR_1	-0,690678	-4,553	8,20e-05 ***	<b>0,798</b>	<b>0,7112</b>	<b>0,0091</b>
d_I_R_RENAR_2	-0,765544	-5,557	4,84e-06 ***			
d_I_R_RENAR_3	-0,551008	-3,59	0,0012 ***			

**Nota:** Estatística *Durbin-Watson* para a equação 1 do sistema de equações foi: 1,941968

<sup>1</sup>Teste de Autocorrelação de Ljung-Box 'Q'

<sup>2</sup>Teste de Heteroscedasticidade de ordem 4 LM

<sup>3</sup>Teste de Normalidade de Doornik-Hansen

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

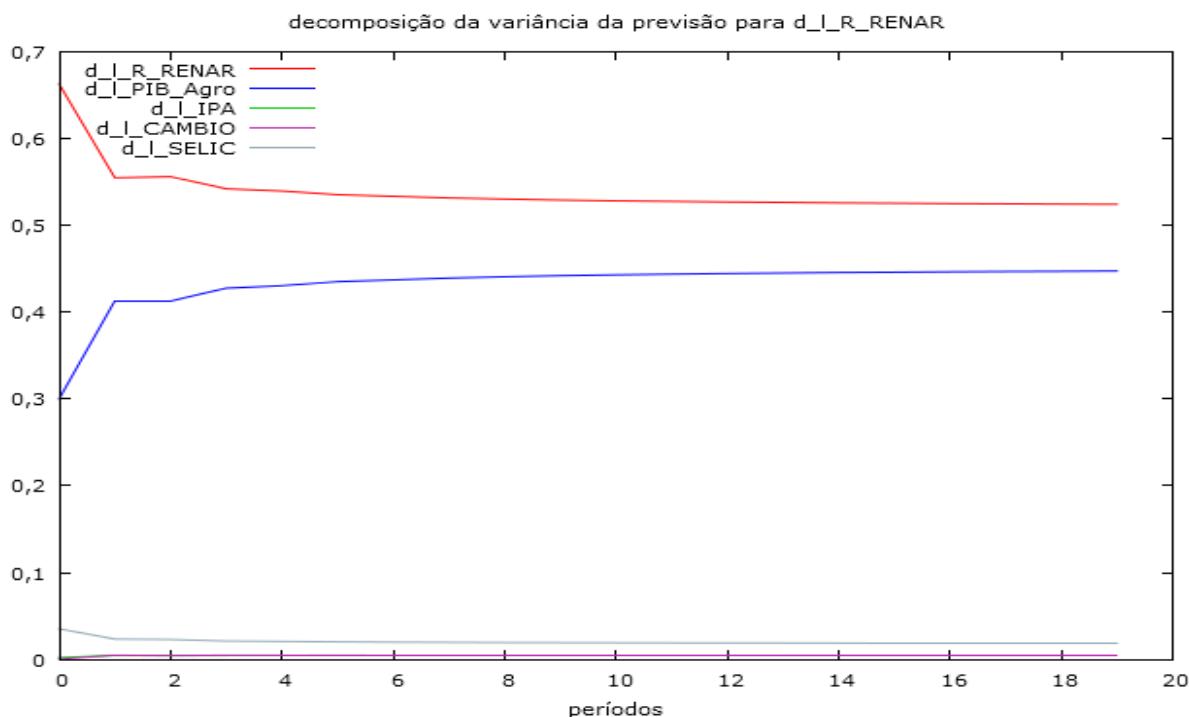
\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Para esse modelo, os testes de Durbin-Watson e Ljung-Box indicaram que para a primeira equação e para o sistema de equações não houve autocorrelação residual (DW = 1,941968 com limite de 1,85 - 2,15). A hipótese nula de haver Heteroscedasticidade dos resíduos desse modelo foi rejeitada (Teste Breush-Godfrey com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(3) > 1,37554) = 0,711279$ ). Portanto, o efeito ARCH não está presente e o modelo é homoscedástico. O teste de normalidade usado para esse modelo, igualmente aos anteriores foi o de Doornik-Hansen (1994). Assim, com  $\text{Qui-quadrado}(10) = 23,4934 [0,0091]$ , os resíduos não estão normalmente distribuídos. Segundo Lopes (1995), a literatura já vem mostrando que a hipótese de normalidade dos resíduos para dados econômicos raramente é aceita.

Destarte, foram feitas várias simulações com o modelo VAR, utilizando variáveis em nível e em primeira diferença, constatando-se, assim, que a maior significância das variáveis incluídas no modelo é atribuída à própria receita e suas defasagens (*p-value* menor que 1%).

Procedeu-se com a técnica de decomposição da variância, conforme postula a literatura. Assim, um dos métodos de identificação mais populares entre os macroeconomistas continua sendo o procedimento de ortogonalização dos resíduos do VAR com base na chamada “decomposição de Cholesky”. Para esse modelo a ordenação das variáveis dentro da matriz, foi feita na seguinte ordem: CAMBIO, SELIC, IPA, PIB-Agro e R\_Renar, conforme gráfico abaixo.



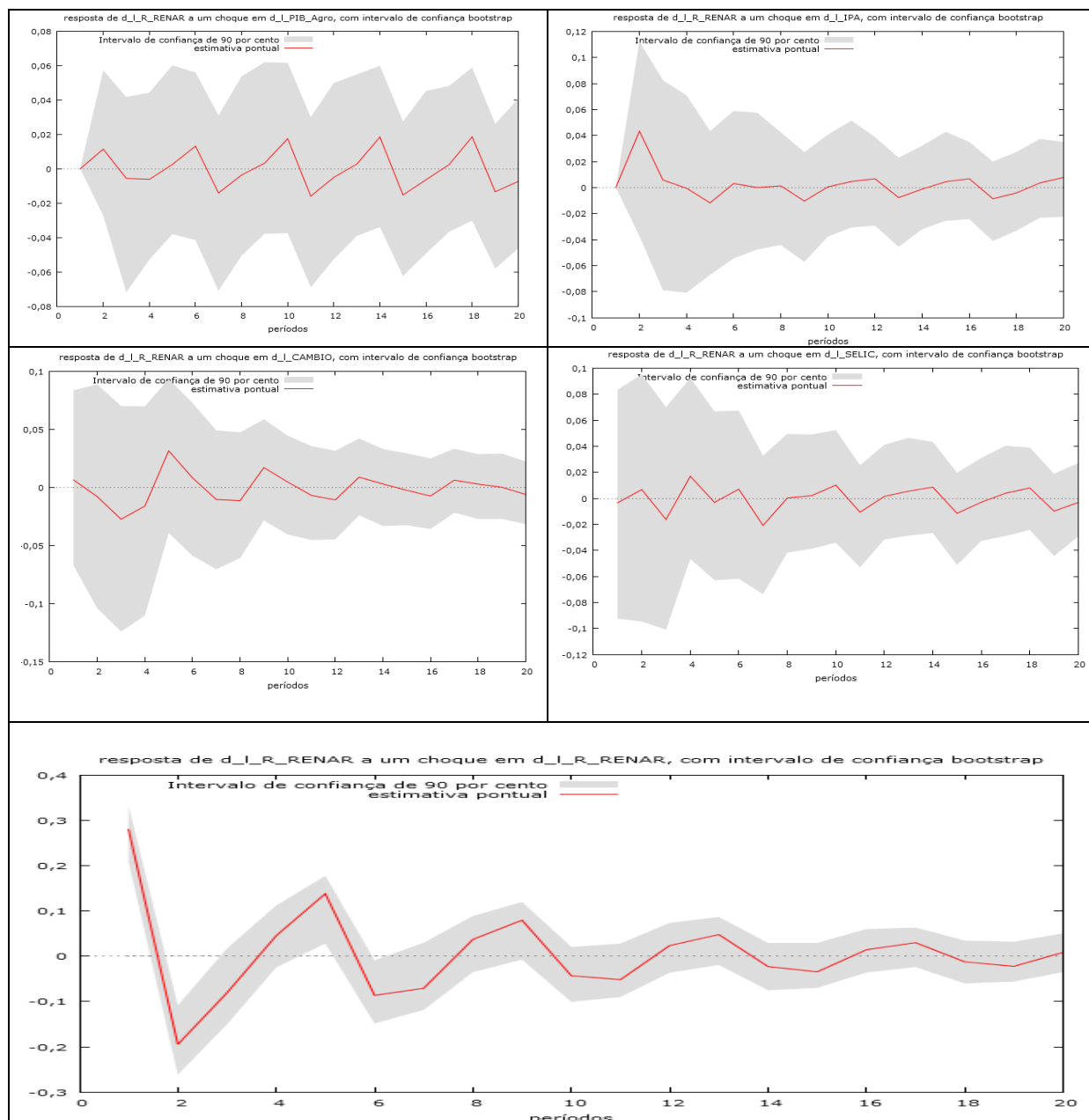
**Gráfico 16:** Decomposição da variância da previsão para R\_Renar

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O gráfico apresenta os resultados da decomposição da variável explicada R\_Renar, que corresponde à receita bruta da empresa Renar S.A. empregando para isso o procedimento de Bernanke (GRÔPPO, 2004). Assim, no primeiro período 66,27% das variações de R\_Renar são explicadas por ela mesma, 29,98% pelo Pib\_Agro, a SELIC com 3,51% e o IPA com 0,198%. Ao fim do 20º período, o Pib\_Agro passa a responder por aproximadamente 44,73% das variações da receita.

É pertinente analisar também como um choque em cada variável do modelo é recebido pela variável endógena R\_Renar. Essa relação é apresentada nos gráficos de função impulso-resposta, que mostram o quanto cada variável endógena contribui para o erro de previsão da variável de interesse.





**Gráficos 17:** Gráficos da função impulso-resposta em R\_Renar S.A.

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Nesse modelo, para as cinco variáveis analisadas, não se constatou uma mudança muito significativa. A partir do primeiro período após o choque, ambas seguem em curso oscilando positiva ou negativamente ao redor do eixo zero, mas sem maiores alterações que mereçam ser destacadas. Tal situação pode ser em parte explicada, pois, a Companhia monitora continuamente seus riscos de mercado relacionados com variação cambial, oscilação nas taxas de juros, volatilidade nos preços das frutas no mercado nacional e internacional e os riscos de crédito, inerentes aos seus negócios. Esse monitoramento é acompanhado pela Administração e pelo Conselho de Administração. Visando mitigar riscos, afirma

também que efetua empréstimos vinculados a moeda estrangeira (ACC – Adiantamento de Contrato de Câmbio e ACE – Adiantamento de Contrato de Exportação), cuja quitação, registrada no Banco Central, é feita diretamente por esses recebíveis em moeda estrangeira. Outra forma utilizada pela Companhia para minimizar os riscos financeiros e de mercado é a contratação de instrumentos financeiros derivativos (NDFs), além de monitorar continuamente as taxas de juros do mercado, com o objetivo de avaliar a eventual necessidade de contratação de derivativos para se proteger da volatilidade dessas taxas.

A identificação de uma relação estatística entre duas variáveis, por mais forte que seja, não pode ser o único critério para estabelecer uma relação causal entre elas. Assim, o teste de causalidade proposto por Granger (1987), visa superar as limitações do uso de simples correlações entre variáveis e procura determinar o sentido causal entre duas variáveis, estipulando que X "Granger-causa" Y se valores passados de X ajudam a prever o valor presente de Y. Os resultados estão na tabela abaixo:

**Tabela 29** - Teste de causalidade de Granger da Renar

Null Hypothesis	F-statistic	Test	Decision
I_R_Renar Does Not Granger Cause I_R_Renar	12,089	0	Reject***
I_R_PIB_Agro Does Not Granger Cause I_R_Renar	0,085376	0,9675	Does Not Reject*
I_R_IPA Does Not Granger Cause I_R_Renar	0,50469	0,682	Does Not Reject*
I_R_CAMBIO Does Not Granger Cause I_R_Renar	0,19169	0,9012	Does Not Reject*
I_R_SELIC Does Not Granger Cause I_R_Renar	1,0317	0,3926	Does Not Reject*

**Note:** Cálculos realizados com 3 lags

Estatística Durbin-Watson para esse teste foi de: 1,941968 (Limite de 1,85 - 2,15)

Estatística Ljung-Box Q' = 6,96285 com p-valor = P(Qui-quadrado(4) > 6,96285) = 0,138

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Essa estatística foi feita com três defasagens usando o modelo de autorregressão vetorial com variáveis em primeira diferença e em logaritmo. Para esta estatística de teste, o GRETL utiliza os mínimos quadrados ordinários e assume como hipóteses nulas que todas as defasagens de: I\_R\_Renar, I\_PIB\_Agro, I\_IPA, I\_CAMBIO e I\_SELIC são iguais a zero ( $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ ). Portanto, a única

variável que causa no sentido de Granger na receita é PIB-Agro a 1%, as demais variáveis mostraram-se pouco significantes.

Apesar de para esse modelo a variável Pib não apresentar-se significativa, Medeiros e Ramos (2004) destacam que o efeito positivo da atividade econômica do agronegócio sobre o mercado de capitais parece incontroverso. Aumentos do PIB da Agropecuária refletem o aquecimento dos diferentes segmentos ligados à agricultura e pecuária. Portanto, uma situação econômica aquecida para o agronegócio tende a estimular investimentos, pois os investidores têm maiores perspectivas de lucros, o que poderia elevar receitas, lucros com consequência de maior distribuição de dividendos aos acionistas e investidores.

#### 4.2.8. Modelo VAR para a empresa Metisa Metalúrgica Timboense S.A.

Os itens produzidos pela Metalúrgica Metisa S.A. são basicamente artefatos de aço diversos, sendo relevante citar: (1) ferramentas de penetração no solo, utilizadas por máquinas de terraplanagem, tais como lâminas para tratores; (2) discos para arados e gradeadeiras e outras máquinas e implementos agrícolas, outras ferramentas para máquinas e implementos agrícolas; (3) lâminas para corte de pedras; (4) ferramentas manuais, tais como pás e cavadeiras; entre outros.

Conforme relatórios financeiros, a receita operacional líquida nos três últimos exercícios foi: 2012 - R\$ 224.475.675,00 (duzentos e vinte e quatro milhões, quatrocentos e setenta e cinco mil, seiscentos e setenta e cinco reais); 2013 - R\$ 247.426.170,00 (duzentos e quarenta e sete milhões, quatrocentos e vinte e seis mil, cento e setenta reais); 2014 - R\$ 236.534.313,00 (duzentos e trinta e seis milhões, quinhentos e trinta e quatro mil, trezentos e treze reais).

A METISA exporta cerca de 30% de sua produção e enfrenta a concorrência de produtos importados em sua linha de produtos agrícolas, na linha de FPS e na linha de lâminas para corte de pedras. Resulta que há um risco cambial que se materializa na forma de preços baixos dos produtos importados, consequente da valorização da moeda nacional frente ao dólar americano.

Região	% Receita Operacional Líquida Total		
	2012	2013	2014
Europa <sup>(1)</sup>	3,7	4,1	5,3
Oriente Médio/Norte da África <sup>(2)</sup>	0,5	0,9	0,8
África	0,9	0,8	1,0
Ásia	1,3	1,5	1,4
Oceania	1,1	1,0	2,1
América do Norte <sup>(3)</sup>	12,0	10,6	6,7
América do Sul	8,3	7,8	6,7
América Central e Caribe	0,6	0,4	0,3

<sup>(1)</sup> Inclui Turquia. <sup>(2)</sup> Inclui Egito, Líbia, Marrocos e Argélia. <sup>(3)</sup> Inclui México.

**Figura 09:** Principais destinos das exportações – Metisa S.A.

**Fonte:** Relatórios Financeiros da Metisa Metalúrgica S.A.

Segundo a Administração da Metisa, cerca de 70% de sua produção é vendida no mercado interno e 30% é exportada para países diferentes. Os países da América do Norte, como estados Unidos e Canadá, lideram como principais clientes, seguidos de países da Europa e posteriormente países do MERCOSUL como principais consumidores. Resulta que há uma grande diversificação dos mercados em que a mesma atua, situação que leva a minimizar o risco de mercado de seus produtos.

Segundo o balanço da METISA relativo ao exercício encerrado em 31 de dezembro de 2014, os índices de liquidez da empresa eram os seguintes: liquidez corrente: 6,92; liquidez seca: 5,72 e liquidez geral: 1,50. Tais índices indicam uma situação financeira sólida e, conseqüentemente, um risco financeiro baixo.

Portanto, para análise estatística através do modelo VECM da empresa Metisa S.A. a determinação do processo autorregressivo foi realizado através dos procedimentos de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQC). Assim, a melhor ordem de processo autorregressivo encontrado foi: R\_Metisa com AR (2); CAMBIO e IPA com AR (2), respectivamente; SELEC e PIB\_Agro com AR (6), conforme tabela seguinte.

**Tabela 30 –** Resultados dos Testes Dickey-Fuller Aumentado para Metisa S.A.

Variáveis	IPA	PIB-Agro	CAMBIO	SELIC	R_METISA
<b>Lags</b>	2	6	2	6	2

<b>P-value assintótico</b>	$\tau_{nc}$	1,71E-05	0,07031	4,46E-07	6,68E-06	4,32E-26
	$\tau_c$	7,44E-05	0,004212	4,21E-05	0,0001127	2,78E-27
	$\tau_{ct}$	0,0004836	0,000954	6,51E-05	4,83E-05	5,45E-31
<b>Estatística Teste</b>	$\tau_{nc}$	-4,63044	-1,78716	-5,47692	-4,52832	-12,4812
	$\tau_c$	-5,20716	-3,69449	-5,38288	-4,62353	-12,4844
	$\tau_{ct}$	-5,22178	-4,6077	-5,22196	-5,28439	-12,556
<b>Conclusão</b>		Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0

$\tau_{nc}$ -Estatística Teste sem a constante

$\tau_c$ -Estatística Teste com a constante

$\tau_{ct}$ -Estatística Teste com constante e tendência

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O teste foi realizado inicialmente em nível para as cinco variáveis analisadas nesse modelo, constando que em ambos os casos não se rejeitou a hipótese nula ( $H_0$ ) de existência de raiz unitária. No segundo momento aplicou-se a primeira diferença com as mesmas defasagens para as variáveis em logaritmos, constatando-se que todas as variáveis mostraram-se estacionárias em primeira diferença.

Após verificar a ordem de integração das variáveis e identificá-las como sendo todas  $I(1)$ , realizou-se o teste de co-integração com objetivo de analisar as relações de longo prazo entre as variáveis. Para isso, recorreu-se novamente ao método proposto por Engle-Granger (1988). Esse teste assume que existe evidência de uma relação de co-integração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais;
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos da regressão de co-integração.

Assim, os cálculos foram realizados individualmente assumindo-se as variáveis endógenas em pares; exemplo (Receita e PIB; Receita e Selic; Receita e Ipa; Receita e Câmbio), os resultados encontram-se na tabela seguinte:

**Tabela 31**– Regressão de co-integração – Metisa S.A.

Variáveis explicativas	Coefficientes	Erro padrão	Razão-t	p-valor <sup>1</sup>
Constant	0,02245	0,0270944	0,8286	0,4118
d_I_PIB_Agro	0,153956	0,0856068	1,798	0,0790 *
d_I_IPA	-0,388908	0,649457	-0,5988	0,5524
d_I_SELIC	0,581852	0,281413	2,068	0,0446 **
d_I_CAMBIO	-0,497056	0,348103	-1,428	0,1604

<sup>1</sup>O teste ADF para raiz unitário dos resíduos dessa regressão foi de 8,579e-015 com inclusão da constante

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

O teste de co-integração de Engle-Granger cujos dados encontram-se na tabela anterior tiveram como variável dependente  $R_{Metisa}$  e como explanatórias: PIB-Agro, IPA, CAMBIO e SELEC, todas diferenciadas de ordem  $I(1)$  e em logaritmos. Portanto, o teste rejeitou a hipótese nula de existência de raiz unitária entre os resíduos da regressão a 1% (Teste ADF=8,579e-015), o que revela que os resíduos são estacionários e que existe pelo menos um vetor de co-integração para esse modelo.

Após a aplicação dos testes de raiz unitária e de co-integração, onde constatou-se a estacionariedade das variáveis em primeira diferença e que as mesmas apresentam uma relação de longo prazo, ou seja, ao menos um vetor de co-integração foi encontrado. Aplicou-se o modelo de Vetores Autoregressivos com Correção de Erro (VECM). Portanto, para melhor analisar essas relações, todas as cinco variáveis foram convertidas em logaritmo natural para melhor captar as elasticidades entre elas em termos percentuais.

**Tabela 32**– Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (Metisa)

<b>Modelo 1: Estimação com 1 posto, 4 defasagens e constante sem restrições</b>						
Variável	Coefficiente	Razão-t	p-value	ATC <sup>1</sup>	ARCH <sup>2</sup>	NM <sup>3</sup>
Const.	-0,0504191	-0,0496	0,9608	<b>0,642</b>	<b>0,978</b>	<b>0,098</b>
d_d_I_R_METISA_1	-1,10565	-5,26	1,36e-05***			
d_d_I_R_METISA_2	-0,887558	-3,217	0,0033***			

d_d_I_R_METISA_3	-0,336999	-1,7	0,1002		
d_d_I_PIB_Agro_1	0,275856	1,7	0,1002		
d_d_I_PIB_Agro_2	0,468884	2,92	0,0068 ***		
d_d_I_IPA_3	0,923306	2,007	0,0545 *		
EC1	-0,5062264	-2,875	0,6324		

**Nota:** Estatística *Durbin-Watson* para a equação 1 do sistema de equações foi: 1,899489

<sup>1</sup>Teste de Autocorrelação de Ljung-Box 'Q'

<sup>2</sup>Teste de Heteroscedasticidade de ordem 4 LM

<sup>3</sup>Teste de Normalidade de Doornik-Hansen

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

\*\*\*Significante a 1%

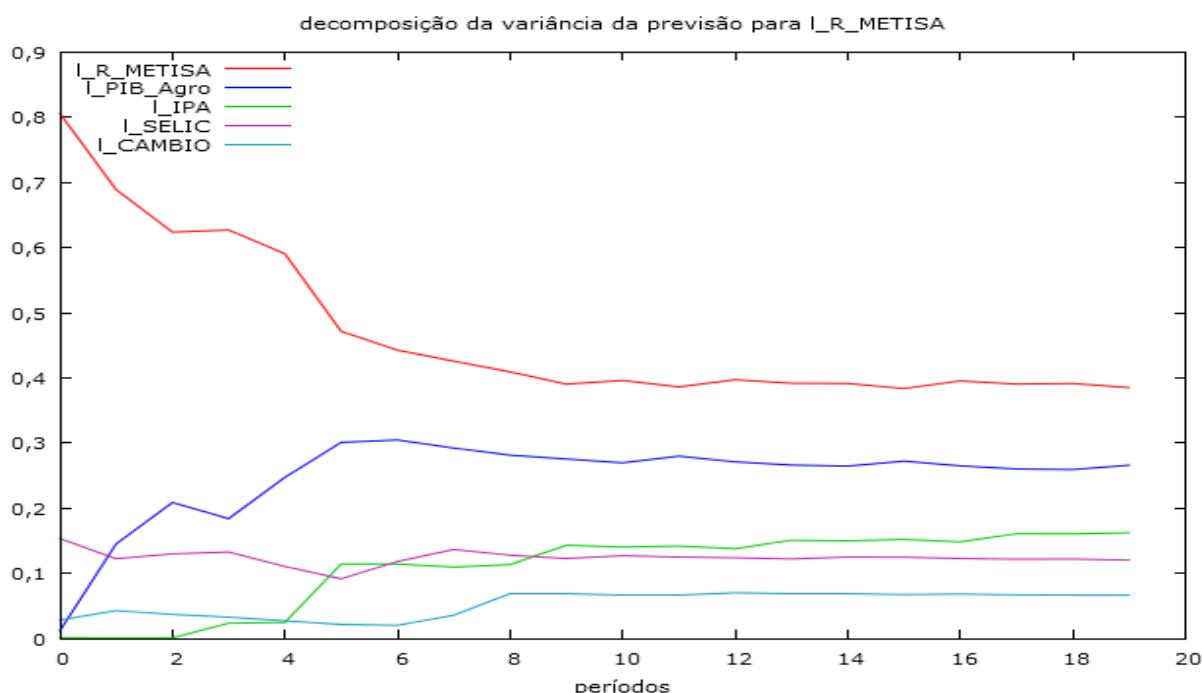
**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Para esse modelo, utilizou-se as variáveis em primeira diferença e em logaritmos. Assim, os testes de Durbin-Watson e Ljung-Box indicaram a ausência autocorrelação residual (1,899 e 0,9782, respectivamente). A hipótese nula de haver Heteroscedasticidade dos resíduos desse modelo foi rejeitada (Teste Breush-Godfrey com p-valor =  $P(Qui-quadrado(4) > 0,448233) = 0,978341$ ). Portanto, o efeito ARCH não está presente e o modelo é homoscedástico. O teste de normalidade usado para esse modelo, igualmente aos anteriores foi o de Doornik-Hansen (1994). Portanto, com  $Qui-quadrado(10) = 16,0491 [0,0982]$ , os resíduos não estão normalmente distribuídos. Segundo Lopes (1995), a literatura já vem mostrando que a hipótese de normalidade dos resíduos para dados econômicos raramente é aceita.

Destarte, infere-se pela análise que, uma variação de uma unidade da variável R\_Metisa\_1, tende a impactar no primeiro momento em -1,105% sobre ela mesma. Uma variação de uma unidade no Pib da agropecuária no segundo momento, tende a impactar positivamente em 0,47% sobre a receita bruta dessa empresa.

Procede-se à decomposição da variância, conforme postula a literatura. Assim, um dos métodos de identificação mais populares entre os macroeconomistas continua sendo o procedimento de ortogonalização dos resíduos do VAR com base na chamada “decomposição de Cholesky”. Para esse modelo a ordenação das

variáveis dentro da matriz, foi feita na seguinte ordem: CAMBIO, SELIC, IPA, PIB-Agro e R\_Metisa, conforme gráfico abaixo.



**Gráfico 18:** Decomposição da variância da previsão para R\_ Metisa S.A.

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

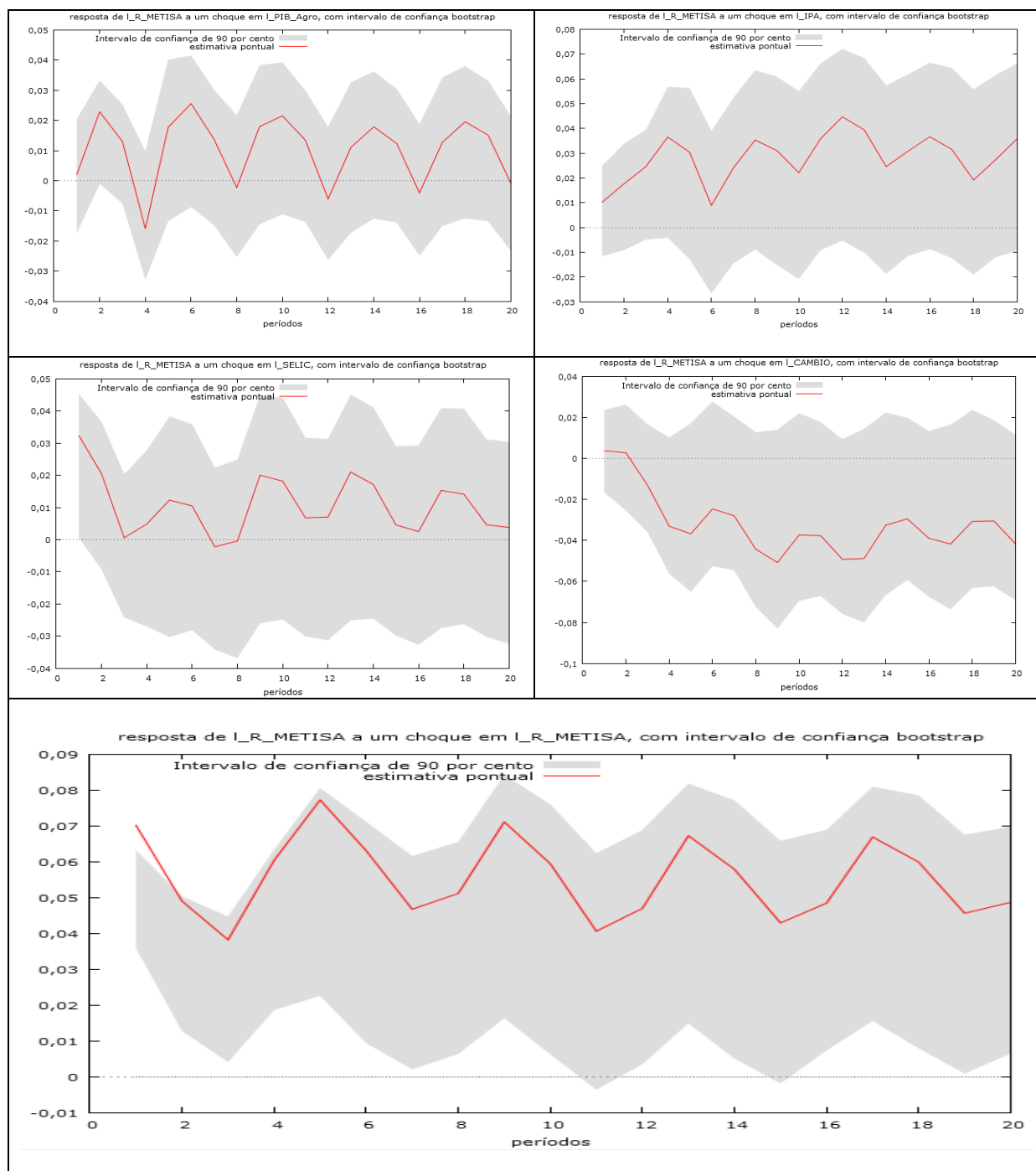
O gráfico apresenta os resultados da decomposição da variável explicada R\_Metisa, que corresponde à receita bruta da empresa Metisa S.A. empregando para isso o procedimento de Bernanke (GRÔPPO, 2004). Assim, no primeiro período, a própria receita responde por 80,79% das variações nela mesma e a SELIC por 17,19%. A partir do sétimo período, a variável CAMBIO começa a exercer maior participação sobre as variações da receita, chegando a representar 21,72% ao final do 20º período. Tal situação pode ser explicada, pois, as vendas da Metisa se dirigem a diversos setores da economia, sendo os principais o setor agrícola, o setor de construção civil, a mineração e o setor de construção e conservação de estradas. Assim, o principal risco de mercado a que a mesma está exposta é o risco cambial, risco esse naturalmente decorrente de sua atividade exportadora. Esse risco advém dos efeitos da variação cambial sobre as contas a receber de clientes no exterior, sobre o valor dos contratos de exportação firmados e sobre o valor dos Adiantamentos de Contratos de Câmbio (ACC). No encerramento do exercício de 2014, os valores sujeitos à variação cambial eram:

- Contas a receber de clientes no exterior em torno de R\$ 25.662.707,00



- Adiantamentos sobre Contratos de Câmbio (ACC/ACE) de R\$ 28.036.611,00

É pertinente analisar também como um choque em cada variável do modelo é recebido pela variável endógena R\_Metisa. Essa relação é apresentada nos gráficos de função impulso-resposta, que mostra o quanto cada variável endógena contribui para o erro de previsão da variável de interesse.



**Gráficos 19:** Gráficos da função impulso-resposta em R\_Metisa S.A.

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Um choque no câmbio tem uma resposta negativa na receita logo de imediato em torno de -0,03%, e esse impacto segue em intervalos oscilantes até o 20º período após o choque. Um choque no Pib\_Agro e IPA é sentido positivamente pela variável receita também em intervalos temporais. De todas as variáveis, os valores passados da própria receita são os que mais impactam nas variações dela mesma, em torno de +0,04% a +0,08%. Esses resultados corroboram com Pimenta e Higuchi (2008) ao constatarem que a taxa de câmbio (PTAX) foi a que apresentou o maior impacto com o índice Bovespa, enquanto que, a taxa de juros não mostrou-se significativa, mas contrastam com os resultados de Albuquerque *et al* (2014) e com também com Grôppo (2004), ao constatarem que a taxa básica de juros é a que mais impacta no Ibovespa e que um choque na taxa de câmbio real leva à redução do Ibovespa já num primeiro momento.

A identificação de uma relação estatística entre duas variáveis, por mais forte que seja, não pode ser o único critério para estabelecer uma relação causal entre elas. Assim, o teste de causalidade proposto por Granger (1987), visa superar as limitações do uso de simples correlações entre variáveis e procura determinar o sentido causal entre duas variáveis, estipulando que X "Granger-causa" Y se valores passados de X ajudam a prever o valor presente de Y. Os resultados estão na tabela abaixo:

**Tabela 33:** Teste de Causalidade de Granger da Metisa

Null Hypothesis	F-statistic	Test	Decision
I_R_Metisa Does Not Granger Cause I_R_Metisa	8,0682	0,0003	Reject***
I_R_PIB_Agro Does Not Granger Cause I_R_Metisa	4,689	0,0058	Reject***
I_R_IPA Does Not Granger Cause I_R_Metisa	1,652	0,1926	Does Not Reject*
I_R_CAMBIO Does Not Granger Cause I_R_Metisa	0,13155	0,9694	Does Not Reject*
I_R_SELIC Does Not Granger Cause I_R_Metisa	0,46117	0,7635	Does Not Reject*

**Note:** Cálculos realizados com 4 lags

Estatística Durbin-Watson para esse teste foi de: 2,163984 (Limite de 1,85 - 2,15)

Estatística Ljung-Box Q' = 1,2519 com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 1,2519) = 0,869$

\* Significante a 10%

\*\*Significante a 5%

\*\*\*Significante a 1%

**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Essa estatística foi feita com quatro defasagens usando o modelo de autorregressão vetorial com variáveis em primeira diferença e em logaritmo. Para esta estatística de teste, o GRETL utiliza os mínimos quadrados ordinários e assume como hipóteses nulas que todas as defasagens de: I\_R\_ Oderich, I\_PIB\_Agro, I\_IPA, I\_CAMBIO e I\_SELIC são iguais a zero ( $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ ). Portanto, as variáveis que causam no sentido de Granger na receita são: ela mesma a 1%, PIB-Agro a 1%, as demais mostraram-se insignificantes (mais que 10%). Esse teste corrobora com Albuquerque *et al* (2014) ao analisar a relação entre algumas variáveis selecionadas e o segmento de construção civil da BM&FBovespa; constatando que as variáveis que mais causaram no sentido de Granger na receita (representado pelo faturamento bruto disponível na BM&FBovespa) foram a SELIC seguida do PIB.

## 5. CONCLUSÕES

Há muito se discute na literatura o comportamento do mercado acionário brasileiro e quais seriam as prováveis medidas para aumentar a participação de empresas e do pequeno investidor em suas transações. Diversas explicações apresentam-se para entender porque existe desinteresse nesse mercado: seria a inexistência de cultura financeira que o brasileiro não tem, o alto custo que acaba por desestimular as empresas em abrirem capital, a baixa proteção ao acionista minoritário, os riscos elevados de liquidez ou principalmente incerteza quanto aos rumos da economia.

Certamente muitos questionamentos surgiram como ainda surgem na tentativa quase insolúvel de caracterizar os problemas estruturais que se incorporam na esfera econômica e que refletem quase que tacitamente no mercado acionário brasileiro. Assim, essa situação difícil que envolve o mercado bursátil, que é por muitas razões, reflexo do que acontece em outras esferas como: social, política, jurídica e principalmente econômica, que ao invés de atrair investidores acaba por afastá-los por razões ainda mais críticas como corrupção e impunidade na política, exclusão social e políticas econômicas equivocadas, lança luz sobre a necessidade de investigações mais acuradas nesse segmento.

Estudos sobre diferentes aspectos do mercado financeiro e de sua relação com as variáveis econômicas fundamentais remontam desde aproximadamente a

década de 60, e vêm evoluindo paulatinamente, ganhando adaptações e sendo debatidos arduamente do contexto das finanças corporativas em diferentes esferas econômicas e recentemente no contexto do agronegócio, uma atividade que desempenha um importante papel na economia brasileira.

Assim, uma melhor compreensão das diferentes dinâmicas envolvidas no agronegócio pode proporcionar meios para a realização de um diagnóstico mais analítico e coerente de como a competitividade estratégica no mercado de *commodities* agrícolas tende a se comportar quanto oscilações econômicas ocorrem, ou seja, um planejamento estratégico mais acurado e imparcial pode ser feito por empresas e/ou governos, visando subsidiar decisões sobre as melhores formas de investimentos, ou quais as melhores políticas de desenvolvimento setoriais ou regionais no agronegócio. Igualmente, sabe-se que o dinamismo do agronegócio brasileiro é significativo e que transformações que estão ocorrendo na estrutura competitiva no mercado financeiro de *commodities* agrícolas, praticamente forçam os agentes que nele atuam a elevarem seus níveis de diversificação de investimento e a melhor utilizarem os escassos recursos disponíveis.

Portanto, os resultados obtidos nesta investigação, buscaram melhor compreender a dinâmica das relações entre as variáveis que integram as diferentes cadeias do agronegócio brasileiro, objetivando fornecer possíveis direções para os agentes econômicos que atuam direta ou indiretamente com esses segmentos (produtores, *traders*, exportadores, importadores, corretoras), como forma de subsidiar a tomada de decisão, especialmente em temas de incerteza quanto ao futuro do país e/ou impactos das decisões políticas que serão tomadas a médio ou longo prazos.

Como observado nas análises, o Pib da agropecuária e o Índice de Preços de Produtos Agropecuários (Ipa), exerceram significativa influência sobre a receita das companhias analisadas, mesmo naquelas cuja atividade principal não era de base agrícola ou pecuária. Isso mostra que o crescimento da bolsa está positivamente relacionado ao crescimento sustentável do PIB brasileiro. Por isso, alertam Medeiros e Ramos (2004), é necessário recuperar a infraestrutura do país, principalmente na área dos transportes e energia, cujos investimentos foram insuficientes nos últimos anos, e também implementar reformas estruturais verdadeiras que viabilizem o

desenvolvimento desse segmento econômico imprescindível ao crescimento do país.

A decomposição da variância dos erros de previsão revelou, como comentado anteriormente que o Pib e o Ipa explicam em grande parte as variações na receita, sendo que para a Eucatex S.A. o Ipa chegou a representar aproximadamente 44,63% a partir do nono período e para a corporação Klabin S.A. a taxa de câmbio representou cerca de 39,77% das variações da receita da mesma a partir do 12º período. A taxa básica de juros também se mostrou significativa em alguns modelos, especialmente para a Oderich S.A. que atua basicamente no mercado nacional e necessita de capital interno para investimento em produção e expansão.

Para a função impulso-resposta, os resultados foram contraditórios e diversificados, para esse teste, em dois modelos um choque não afetou contemporaneamente a receita de forma significativa em nenhuma variável analisada (Josapar S.A. e Renar Maças S.A.), sendo que os demais modelos as variáveis apresentam resposta positiva ou negativa, principalmente a depender do tipo de atividade desenvolvida e do grau de inserção no mercado nacional o internacional (uma alteração na taxa de câmbio mostrou-se bastante significativa em empresas exportadoras ou que são muito dependentes de insumos externos para uso no processo produtivo).

Os testes econométricos foram realizados de maneira exaustiva para todas as 2.000 observações das oito empresas da amostra, revelando características peculiares de cada segmento que só puderam ser compreendidas pelas análises dos relatórios financeiros e administrativos. Assim, usadas em nível ou em primeiras diferenças ou com o modelo VAR com correção de erro, em alguns casos pôde-se entender como esses segmentos se correlacionam e em muitos casos se causam, no intuito de oferecer evidências empíricas aos operadores do mercado financeiro sobre como a dinâmica entre essas variáveis financeiras e econômicas tendem a se comportar, possibilitando aos mesmos, melhores condições de planejamento estratégico, especificamente no mercado de *commodities* agrícolas.

Evidentemente, um longo caminho ainda tem que ser trilhado para que as ciências sociais aplicadas ao agronegócio se desenvolvam e proporcionem aos agentes que nele atuam condições mínimas de sobrevivência e continuidade de suas atividades. E isso requer dos acadêmicos, principalmente que estudam o

mercado financeiro de *commodities* agrícolas, visão interdisciplinar e sistêmica para melhor compreensão da intrincada dinâmica que hoje caracteriza o agronegócio brasileiro e mundial.

Destarte, pretendeu-se com esta pesquisa lançar um olhar científico à problemática levantada, e encontrar respostas factíveis que possibilitassem auxiliar o desenvolvimento do setor, uma vez que iniciativas acadêmicas que possam contribuir com a gestão do incipiente mercado financeiro do agronegócio brasileiro podem ser aprimoradas e adaptadas às necessidades de cada segmento vinculado às diversas cadeias que se complementam para formar o agronegócio.

Recomenda-se uma análise mais profunda com utilização de mais variáveis que mensurem a atividade econômica e financeira de outros segmentos do agronegócio que tenham capital aberto e que possam ser potencialmente impactantes nos preços das *commodities* agrícolas ou dos resultados brutos/líquidos de empresas, inclusive com utilização de variáveis do mercado internacional como o índice de volatilidade Vix da bolsa de Chicago, também conhecido como “medidor do medo” de Wall Street, uma vez que, o mesmo é referência no mercado bursátil de *commodities* agrícolas.

Recomenda-se, também, uma investigação que leve em consideração além do impacto do ambiente econômico, o impacto de outros ambientes como o ambiente natural (secas, geadas, excesso de chuvas, doenças e pragas) que sabe-se são determinantes fortes em atividades vinculadas ao agronegócio. Acredita-se que o ambiente tecnológico e demográfico, que correspondem às tecnologias utilizadas na produção, na comercialização, às necessidades e gostos de consumo dos clientes, são fatores críticos que podem exercer influência, mas que não puderam ser analisadas neste primeiro momento.

Por fim, conclui-se com essa investigação que os agentes econômicos devem avaliar cuidadosamente o cenário econômico nacional e internacional antes de investir no mercado de capitais. O mesmo, como observado, é extremamente imprevisível, dinâmico e volátil, em que se exige a tomada de decisões tempestivas e certas em cenários econômicos completamente adversos, como os atuais do Brasil. Como afirma Pinheiro (2002), é um mercado instigante que remunera bem as mentes brilhantes que nele ousam aplicar seu suor e capital, mas com pouco espaço para amadorismo ou para quem não aceita altos riscos.

## REFERÊNCIAS

AAKER, David A. **Administração Estratégica de Mercado**. 5ª ed. Porto Alegre: BOOKMAN, 2007.

ARBAGE, A. P. **Fundamentos de economia rural**. Chapecó: Argos, 2006.

\_\_\_\_\_. **Fundamentos de economia rural**. 2ª. Chapecó: Argos, 2012.

ABAMEC-**Associação Brasileira de Analistas do Mercado de Capitais**. Disponível em: [www.abamec.com.br](http://www.abamec.com.br). Acesso em 14.09.2015.

ABGR-**Associação Brasileira de Gerência de Riscos**. Disponível em: [www.abgr.com.br](http://www.abgr.com.br). Acesso em 14.09.2015.

ABRÃO, Carlos Henrique. **Agronegócio e Títulos Rurais**. 1 ed. São Paulo: IOB Thomson, 2006.

ACHSNI, N.A.; STROHE, H.G. **Stock market returns and macroeconomic factors: evidence from Jakarta stock exchange of Indonesia 1990-2001**. Disponível em: <<http://www.pbfea2002.ntu.edu.sg/papers/2076.pdf>>. Acesso em 04.09.2015.

AFONSO, A. S.; SILVA, S. F. de; BORTOLON, P. M.; MACEDO, M. A. da S. **Política Monetária e Mercados de Capitais: Análise do Impacto da divulgação da Taxa Selic nos retorno as ações das empresas listadas na BMF&Bovespa**. In: IX Congresso Anpcont. Junho de 2015. Curitiba-PR. Anais do 9ª Congresso ANPCONT, 2015.

ALBUQUERQUE, Pedro H.M.; SILVA, L. C.; MALUF, Y. S. **Estimação da influência de variáveis macroeconômicas sobre o faturamento de organizações siderúrgicas usando ARMAX**. Gestão e Produção. São Carlos, v.1, n.3, p. 648-659, 2014.

ANDIMA-**Associação Nacional das Instituições do mercado Financeiro**. Disponível em: [www.andima.com.br](http://www.andima.com.br). Acesso em 14.10.2015.

ANDRADE, J. P. de; SILVA, M. L. F. **Divergências e convergências sobre as crises cambiais**. In: Macroeconomia moderna-Keynes e a Economia Contemporânea. Org.: LIMA, G. T., SICSÚ, J., PAULA, L. F. Rio de Janeiro: Campus, 1999.

ANDREWS, Kenneth R. **The concept of corporate strategy**. Homewood, IL: Irwin, 1987.

ANSOTEGUI, C. e ESTEBAN, M.V. **Cointegration for Market Forecast in the Spanish Stock Market**. Applied Economics, 34(7):843-57, 2002.

APIMEC-**Associação dos Analistas e Profissionais de Investimentos do Mercado de Capitais**. Disponível em: [www.apimec.com.br](http://www.apimec.com.br). Acesso em 14.09.2015.

ARAUJO, Massilon J. **Fundamentos de agronegócios**. 2ª ed. São Paulo: Atlas, 2005.

ASSAF, Alexandre Neto. **Finanças Corporativas e Valor**. 6ª ed. São Paulo: Atlas, 2012.

\_\_\_\_\_, Alexandre Neto. **Curso de Administração Financeira**. 3ª ed. São Paulo: Atlas, 2014.

BACHA, Carlos José Caetano. **Economia e política agrícola no Brasil**. São Paulo: Atlas, 2004.

BLANCHARD, Oliver: **Macroeconomia** • 4ª edição, São Paulo: Pearson Prentice Hall 2007.

\_\_\_\_\_. **Output, the stock market, and interest rates**. *AER-American Economic Review*, 71(1):132–143. US-1990.

BRESSAN, A. A. **Tomada de decisão em futuros agropecuários com modelos de previsão de séries temporais**. Disponível em: <http://www.rae.com.br/electronica/index.cfm?FuseAction=Artigo&ID=1914&Secao=FINANÇAS&Volume=3&Numero=1&Ano=2004>. Acesso em 08.09.2015.

BLACK, A. e FRASER, P., U.K. **Stock Returns: Predictability and Business Conditions**. The Manchester School, Supplement 1995: 85-102, 1995.

BACCHI, M.R.P. & BURNQUIST, H.L. **Transmissão de preços entre os segmentos produtivos da pecuária de corte brasileira**. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural. Foz de Iguaçu- PR, 1999. *Anais*, Brasília: SOBER, 1999.

BARROS, A. L. M. *et al.* **Análise dos impactos econômicos da pesquisa agrícola em São Paulo**. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, USP, 2000.

BARON, D. P. **A model of the demand for investment bank advising and distribution services for new issues**. *Journal of Finance*, v. 37, p. 955-976, 1982.

BATALHA, Mário Otávio (coord.). **Gestão agroindustrial**: GEPAL – Grupo de Estudos e Pesquisas Agroindustriais. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2010.

BATERMAN, Thomas S.; SNELL, Scott A. **Administração**. São Paulo: Atlas, 2006.

**BCB (Banco Central do Brasil)**. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?INDECO>. Acesso em 18.10.2015.

Bloomber L.P. **Relações com o Investidor do Mercado Financeiro**. Disponível em: <http://www.bloomberg.com.br/ferramentas-e-analises/analise-de-carteira-e-risco/>. Acesso em 13.08.2015.

**BM&FBovespa (Bolsa de Mercadorias e Futuros de São Paulo)**: Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br/home.aspx?idioma=pt-br>. Acesso em 17.09.2015.



BRASIL, **Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB)**. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/>> Acesso em 6.06.2015.

BRASIL, **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)** Disponível em: [http://www.ibge.gov.br/home/mapa\\_site/mapa\\_site.php#indicadores](http://www.ibge.gov.br/home/mapa_site/mapa_site.php#indicadores). Acesso em 16.08.2015.

BRASIL, **Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA)**. Disponível em: <http://www.agricultura.gov.br/>. Acesso em 19.07.2015.

BRASIL, **Ministério da Fazenda (MF)**. Disponível em: <http://www.fazenda.gov.br/>. Acesso em 15.07.2015.

BRUNI, Adriano Leal. **Estatística Aplicada à Gestão Empresarial**. 2 ed. São Paulo: Atlas, 2010.

CALLADO, Antônio André Cunha. **Agronegócio**. São Paulo: Atlas, 2005.

\_\_\_\_\_. CALLADO, A. L. C. MOLLER, H. D. LEITÃO, C. R. S. **Relação entre os retornos das ações e variáveis macroeconômicas: um estudo entre empresas do setor de alimentos e bebidas através de modelos APT**. *Anais*: 47ª Congresso Sober. Porto Alegre, 26 a 30 de julho de 2009.

CAMARGOS, M. A.; BARBOSA, F. V. **Teoria e Evidência da Eficiência Informacional do Mercado de Capitais Brasileiro**. *Caderno de pesquisa em administração*. São Paulo, v. nº 10, nº 1, janeiro/março de 2003.

CARMONA, C. U. D. M. (organizador). **Finanças Corporativas e Mercados**. São Paulo: Atlas, 2009.

CAVALCANTE, Francisco; MISUMI, J. Y. RUDGE. L. F. **Mercado de Capitais – o que é e como funciona**. 6ª ed. Campus-CNB: 2005.

CAVALCANTI, M.A.F.H. **Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência** Disponível em: [http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S1413-80502010000200008&script=sci\\_arttext](http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S1413-80502010000200008&script=sci_arttext). Acesso em: 20.11.2015.

**CEPEA (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada) ESALQ/USP**. Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/pib/>. Acesso em: 5 de maio de 2011.

CERTO, S. C.; PETER, PETER, J.P.; MARCONDES, R.C.; CESAR, A.M.R. **Administração estratégica: planejamento e implantação da estratégia**. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2005.

CHEN, N.F. **Financial Investment Opportunities and the Macroeconomy**. *Journal of Finance*, Vol. XLVI, No. 2, 529-544, 1991.

CHIAVENATO, Idalberto. **Administração nos Novos Tempos**. 2 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2010.

\_\_\_\_\_. **Administração Financeira**. 6ª ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005.

CHAUVIN, K. W.; HIRSCHEY, M. **Advertising, R&D expenditures and the market value of the firm**. *Financial Management*, v.22, n.4, p.128-140, 1993.

CNB-**Comissão Nacional de Bolsas**. Disponível em: [www.cnb.org.br](http://www.cnb.org.br). Acesso em 14.09.2015.

CORRÊA, A. L.; RAÍCES, C. **Derivativos Agrícolas**. São Paulo: Valor Econômico. Globo, 2005.

CORRAR, Luiz J.; PAULO, Edilson, FILHO, José Maria Dias (coordenadores). **Análise Multivariada para os Cursos de Administração, Ciências Contábeis e Economia**. 1 ed. São Paulo: Atlas, 2009.

COSTA JR, N. C. A. da; ASRILHANT, E. A. M. e Boris. **Avaliação econômica de projetos: a abordagem do CAPM**. In: LEAL, R. P. C.; COSTA JR, N. C. A. da; LEMGRUBER, E. F. **Finanças corporativas**. São Paulo: Atlas, 2001.

DAMODARAN, Aswath. **Finanças Corporativas-teoria e prática**. 2ª ed. São Paulo: Bookman, 2004.

**EMBRAPA (Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária)** Disponível: <http://www.embrapa.br/>. Acesso em 25.05.2015.

EITEMAN, D. K.; STONEHIL, A. I; MOFFETT, M. H. **Administração Financeira Internacional**. 12ª ed. Porto Alegre: Bookman, 2013.

FAMA, E.F. **The Information in the Term Structure**. *Journal of Financial Economics*, Vol. 13: 509-528, 1984.

FANG, W. **The effects of currency depreciation on stock returns: Evidence from five East Asian economies**. *Applied Economics Letters*, Vol. 9 (3):195-199, 2002.

**FAO (Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação)**. Disponível em: <https://www.fao.org.br/>. Acesso em 25.03.2015.

FÁVERO, Luiz Paulo *et al.* **Análise de dados: modelagem multivariada para a tomada de decisões**. Rio de Janeiro: Campus, 2009.

FEIJÓ, C. A. **Decisões empresariais em uma economia monetária de produção**. In: *Macroeconomia moderna-Keynes e a Economia Contemporânea*. Org.: LIMA, G. T., SICSÚ, J., PAULA, L. F. Rio de Janeiro: Campus, 1999.

FIFIELD, S.G.M., POWER, D.M. e SINCLAIR, C.D. **Macroeconomic factors and share returns: an analysis using emerging market data**. *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 7: 51-62, 2002.

FONSECA, J. W. F. da. **Mercado de Capitais**. IESDE, Curitiba-Pa, 2009.

FRANSES, P. H. **Primary demand for beer in the Netherlands: an application of ARMAX Model Specification**. Journal of Marketing Research, Chicago, v. 28, n.2, p. 240-245, 1991.

FROYEN, Richard T. **Macroeconomia** (tradução de: Esther E. H. Herskovitz e Cecília C. Bartolotti). 5 ed. São Paulo: Saraiva, 2002.

GAN, C.; LEE, M.; YOUNG, H. H. A.; ZHANG, J. **Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence**. Investment Management and Financial Innovations, Volume 3, Issue 4, 2006. Disponível em: [www.businessperspective.org](http://www.businessperspective.org). Acesso em: 16.10.2015.

GAY, R. D. JR. **Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns for four emerging economies: Brazil, Russia, India, and China**. International Business & Economics Research Journal. V. 7, Nº 3. Disponível em: <<http://www.cluteinstitute.com/ojs/index.php/IBER/article/view/3229>>. Acesso de 12.8.2015.

GHOSE, Bishwajit. **Impact of Globalization and Corporate Agribusiness on Food Sovereignty**. International Journal of Innovative Ideas (IJII). EISSN: 2232-1942 Disponível em: <http://www.publishtopublic.com/img/upload/2037/documents/Ghose140205.pdf>. Acesso em 22.2.2015.

GONÇALVES Jr, CLEBER; PAMPLONA, EDSON DE O.; MONTEVECHI, JOSÉ A. **Seleção de Carteiras Através do Modelo de Markowitz para Pequenos Investidores (Com o Uso de Planilhas Eletrônicas)**. IX Simpep - outubro de 2012. Bauru, SP.

GREENE, W. **Econometric Methods**, 5th ed. New York: Prentice Hall, 2004.

GREMAUD, Amaury Patrick; VASCONCELLOS, Marco Antonio Sandoval de; JÚNIOR, Rudinei Toneto. **Economia Brasileira Contemporânea**. 7 ed. São Paulo: Atlas, 2011.

GRÔPPO, G. de S. **Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis da política monetária**. Sistema FIEMG. Disponível em: [http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0034-75902006000500006&script=sci\\_arttext](http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0034-75902006000500006&script=sci_arttext). Acesso em 12.06.2015.

GRUDNITSKI, G.; OSBURN, L. **Forecasting S&P and Gold Futures Prices: An Application of Neural Networks**. The Journal of Futures Markets. Vol. 13, nº 6, p.631-643, 1993.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. Tradução de: Ernesto Yoshiba. 3ª ed. São Paulo: Makron Books, 2000.

HAIR, J. F. et al. **Análise multivariada de dados**. 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2005.

HEIJ, Christiaan; DE BOER, Paul; FRANSES, Philip Hans; KLOEK, Teun; VAN DIJK, Herman K. **Econometric Methods with Applications in Business and Economics**. OXFORD, 2004.

HERCOS, J.R. Junior, J. B. **Análise de demonstrações contábeis e fatores macroeconômicos**. Enfoque: Reflexão Contábil, Paraná, v. 28, n.2, p09-26, 2009.

HENDRIKSEN, Eldon S.; VAN BREDA, Michael F. **Teoria da contabilidade**. Tradução por Antônio Zoratto Sanvicente. 5. ed. São Paulo: Atlas, 1999.

INI-Instituto Nacional dos Investidores. Disponível em: [www.ini.org.br](http://www.ini.org.br). Acesso em 14 de setembro de 2015.

IQUIAPAZA, R.A.; BRESSAN, A.A.; AMARAL, H.F. **Previsão não-linear de retornos na Bovespa: Volume negociado em um Modelo Auto-Regressivo de Transição Suave**. RAC, v.14, n.1, art. 8, pp. 149-171. Jan/Fev. 2010. Anpad.

IUDÍCIBUS, Sérgio de. **Teoria da contabilidade**. 9 ed. São Paulo: Atlas, 2009.

JARVINEN, J., **Industry Portfolios, Economic News and Business Conditions: Evidence from the Finnish Stock Market**. The Finnish Journal of Business Economics, Vol. 49(2):209-232, 2000.

JEFFERIS, K.R. e OKEAHALAM, C.C., **The impact of economic fundamentals on stock markets in southern Africa**. Development Southern Africa, 17(1):23-51, 2000.

KASSAI, José Roberto; CASANOVA, Silvio Pereira de Castro; SANTOS, Ariovaldo dos; ASSAF, Alexandre Neto. **Retorno de Investimento: Abordagens Matemática e Contábil do Lucro Empresarial**. 3ª ed. São Paulo: Atlas, 2007.

KOTLER, P.; KELLER, K. **Administração de Marketing**. 12 ed. São Paulo: Prentice Hall, 2006.

KNOW, S. C.; SHIN, T. S. **Cointegration and causality between macroeconomic variable and stock market returns**. Global Finance Journal. v.10. n.1, p.71-81. 1999.

KRUGER, Silvana D.; PETRI, Sérgio Murilo. **Análise comparativa da causalidade de medidas de desempenho das empresas da BM&FBovespa no período de 2000 a 2010**. Revista de Contabilidade do Mestrado em Ciências Contábeis da UERJ (online), Rio de Janeiro, v. 18, n.1, p. 81 - p. 103, jan./abril, 2013.

LEAL, R. P. C. **Por que há retornos anormais nas aberturas de capital? Uma revisão da teoria e suas evidências empíricas**. In: LEAL, R. P. C.; COSTA JR, N. C. A. da; LEMGRUBER, E. F. Finanças corporativas. São Paulo: Atlas, 2001.

LEAL, R. P. **Três desafios para abertura de capital**. Revista CVM. São Paulo. nº 32, p. 56-61, 2000.

LOPES, A. B. **A informação contábil e o mercado de capitais**. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2002.

MALKIEL, B. G. **Reflections on the Efficient Market Hypothesis: 30 years later.** The Financial Review 40. Pag. 1 – 9, 2005.

MARQUES, P. V.; MELLO, P.C. de. **Mercados Futuros de Commodities Agropecuárias: exemplos e aplicações para mercados brasileiros.** São Paulo: BM&FBovespa, 1999, p.208.

MATSUO, A. K.; EID JR, W. **Influência de fatores macroeconômicos nas emissões primárias do mercado brasileiro.** In: EBFIN, nº 4. 2004. Rio de Janeiro. Anais do EBFIN. Rio de Janeiro: SBFIN, 2004.

MAXIMIANO, A. C. A. **Introdução à administração.** São Paulo: Atlas, 2004.

MCQUEEN, G. e ROLEY, V.V., **Stock Prices, news and business condition.** Review of Financial Studies, Vol. 6(3):683-707, 1993.

MEDEIROS, O. R.; RAMOS, F. C. **Determinantes do Desempenho e Volatilidade na Bovespa: Um Estudo Empírico.** In: Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, 2004, São Paulo. Anais do 4o. Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, 2004. v. 1. p. 1-15.

MENDONÇA, M.A.A.; FREITAS, F. A. SOUZA, J.M. **Tecnologia da informação e produtividade na indústria brasileira.** Revista de administração de empresas. São Paulo, v. 49. n. 1, p. 70-85, 2009.

MENIKE, L.M.C.S.; DUNUSUNGHE, P.M.; RANASINGHE, A. **Macroeconomic and firm specific determinants of stock returns: a comparative analysis of stock markets in Sri Lanka and in the United Kingdom.** Journal of Finance and Accounting. 2015; 3(4): 86-96. Disponível: <http://www.sciencepublishinggroup.com/j/jfa>. Acesso em: 01.10.2015.

MOOLMAN, E. e DU TOIT, C. **An Econometric Model of the South African Stock Market.** Eight Annual Conference on Econometric Modeling for Africa, 1-4 July 2003.

MORAES, M.B.C.; NAGANO, M.S.; MERLO, E.M. **Previsão de faturamento do varejo brasileiro utilizando-se de um modelo de redes neurais artificiais.** In: Encontro Nacional de Engenharia de Produção, 2002. Curitiba. Anais. Curitiba: ENEGEP, 2002.

MOTTA, R. da R. *et al.* **Engenharia econômica e finanças.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

MCGAHAN, A. e PORTER, M.. **What Do We Know About Variance in Accounting Profitability?** Management Science v.48, n.7, 834-851, 2002.

MELO, André de Souza; SAMPAIO, Yony de S. Barreto. **Impacto dos preços da gasolina e do etanol sobre a demanda de etanol do Brasil.** Revista de Economia Contemporânea (2014) 18(1): p. 56-83 (Journal of Contemporary Economics).

MOSSIN, J.. **Equilibrium in a Capital Asset Market.** *Econometrica.* London: Risk Books, 1962.

MUSCARELLA, C. J.; VETSUYPENS, M. R. **A simple test of Baron's of IPO underpricings.** *Journal of Financial Economics*, v. 24, p 125-135, 1989.

NASCIMENTO, V. J. P. do. **Eficiência informacional do mercado de ações: o Caso Português.** Portugal, Faculdade de Economia da Universidade do Porto (Dissertação de Mestrado), Porto, 2007.

NEVES, Marcos Fava; CASTRO, Luciano Thomé. **Marketing e estratégia em agronegócios e alimentos.** São Paulo: Atlas, 2004.

\_\_\_\_\_; ZYLBERSZTAJN, Décio; NEVES, Evaristo Marzabal. **Agronegócio do Brasil, prefácio de Roberto Rodrigues.** São Paulo: Saraiva, 2005.

\_\_\_\_\_; GOMES, A. L. O. **Contabilidade de Instituições Financeiras.** 4ª ed. São Paulo: Atlas. 2012.

NISHA, N. **Impact of macroeconomic variables on stock returns: Evidence from Bombay Stock Exchange.** *Journal of Investment and Management*. 2015. Disponível e: <<http://www.sciencepublishinggroup.com/ijjim>> Acesso em 2.9.2015.

NUNES, Maurício S.; COSTA, Newton C. A. da Jr; MEURER, Roberto. **A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil.** *Revista Brasileira de Economia*. vol.59, nº. 4. Rio de Janeiro Oct./Dec. 2005.

OLIVEIRA, A. S. **A Influência da Estrutura de Capital no Valor de Mercado das Empresas.** Rio de Janeiro, 1998, Dissertação de Mestrado, COPPEAD, Universidade Federal do Rio de Janeiro.

OLIVEIRA, Djalma de P. R. de. **Administração estratégica na prática – a competitividade para administrar o futuro das empresas.** 7ª ed. São Paulo: Atlas, 2011.

\_\_\_\_\_. **Estratégia Empresarial: uma abordagem empreendedora.** São Paulo: Atlas, 1991.

OLIVEIRA, J. da C. T.; FRANSCAROLI, B. F. **Impacto dos fatores macroeconômicos na emissão de ações na bolsa de valores.** Disponível em: <http://www.revistas.uneb.br/index.php/financ/article/view/484/509>. Acesso em: 14.10.2015.

OSCAN, Ahmet. **The Relationship Between Macroeconomic Variables and ISE Industry Index.** *International Journal of Economics and Financial Issues* Vol. 2, No. 2, 2012, pp.184-189. Disponível em: [www.econjournals.com](http://www.econjournals.com). Acesso em 16.10.2015

OXELHEIM, L. **Macroeconomic Variables and Corporate Performance.** *Financial Analyst Journal*, v.59 , nº.4, 36-50, 2003.

PAULA, L. F. R. de. Teoria da firma bancária. *In: Macroeconomia moderna-Keynes e a Economia Contemporânea.* Org.: LIMA, G. T., SICSÚ, J., PAULA, L. F. Rio de Janeiro: Campus, 1999.

PINDYCK, Robert S.; RUBINFELD, Daniel L.. **Econometria: modelos & previsões**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

PINHEIRO, Juliano Lima. **Mercado de Capitais-Fundamentos e Técnicas**. 2ª ed. São Paulo: Atlas, 2002.

PRESTES, Maria Luci de Mesquita. **A pesquisa e a Construção do Conhecimento – do planejamento aos textos, da escola à academia**. 3 ed. São Paulo: Rêstel, 2008.

PROCIANOY, J. L.; VEISMAN, E. **Debêntures conversíveis em ações e o mercado de capitais brasileiro: revisão e novos questionamentos**. In: LEAL, R. P. C.; COSTA JR, N. C. A. da; LEMGRUBER, E. F. **Finanças corporativas**. São Paulo: Atlas, 2001.

QUEIROZ, Odeon Rodrigues de. **O Impacto do crescimento dos gastos em P&D na taxa de crescimento dos lucros das empresas de acordo com modelo OJ: um estudo no mercado de capitais brasileiro**. In: IV Congresso da Associação Nacional dos Programas de Pós-graduação em Ciências Contábeis. 4º. 2010. Natal-RN: ANPCONT. *Anais...* Natal-RN, 2010. 06-08 de junho de 2010.

RAHMAN, M. L.; UDDIN, J. **Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Three South Asian Countries**. Disponível em: <http://ccsenet.org/journal/index.php/ibr/article/view/1143>. Acesso em 15.08.2015

ROFFMANN, Rodolfo. **Estatística para economistas**. 4ª ed. rev. e ampl. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.

RUDGE, Luiz Fernando. CAVALCANTE, Francisco. **Mercado de Capitais**. Belo Horizonte-MG: CNVM, 1993.

SACHS, J.D.; LARRAIN, F. **Macroeconomia**. São Paulo: Makron Books, 2000.

SANTORIS, Alexandre. **Estatística e introdução à econometria**. São Paulo: Saraiva 2003.

SCARPEL, R. A.; MILIONI, A.Z. **Aplicação de modelagem econométrica à análise financeira de empresas**. Revista de Administração. São Paulo, v. 36, n.2, p.80-88, 2001.

SIGH, D. **Causal Relationship Between Macro-Economic Variables and Stock Market: A Case Study for India**. Pakistan Journal of Social Sciences (PJSS) Vol. 30, No. 2 (December 2010), pp. 263-274. Disponível em: [http://www.bzu.edu.pk/PJSS/Vol30No22010/Final\\_PJSS-30-2-07.pdf](http://www.bzu.edu.pk/PJSS/Vol30No22010/Final_PJSS-30-2-07.pdf). Acesso em 12.09.2015.

SILVA, J. C. F. da. **Modelos de análise macroeconômica-um curso completo de macroeconomia**. Rio de Janeiro: Campus, 1999.

SILVA, J. C. A.; MENEZES, G.; FERNANDEZ, R. N. **Uma análise VAR das relações entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas para o Brasil**. Revista Economia e Desenvolvimento, nº 23, 2011. Disponível em:

<http://cascavel.ufsm.br/revistas/ojs-2.2.2/index.php/eed/article/view/4931>. Acesso em 14.10.2015.

SINGER, Paul. **Para entender o mundo financeiro**. 2ª ed. São Paulo: Contexto, 2003.

SOUSA, P. T. Z. **Análise da eficiência o mercado acionário brasileiro: um estudo do setor de papel e celulose através de modelos APT**. 2011. 79f. Dissertação (Mestrado em Administração e Desenvolvimento Rural) – Universidade Federal Rural de Pernambuco-UFRPE, Recife-PE.

**SGS-Sistema Gerenciador de Séries Temporais-Banco Central do Brasil**.

Disponível em: <

<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>> Acesso em 22.10.2015.

SHARPE, William F. **Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk**. Journal of Finance. 1964.

STEVENSON, William J.; **Estatística Aplicada à Administração**. Tradução de Alfredo Alves de Farias. São Paulo: Harper & Row do Brasil, 1981.

STOCK, James H; WATSON, Mark W. **Econometria**. São Paulo: Pearson, 2004.

STONER, James A.; FREEMAN, R. Edward. **Administração**. 5ª ed. Rio de Janeiro: LTD, 2009.

STUART, R. O sistema financeiro e o financiamento do crescimento: uma alternativa pós-keynesiana á visão convencional. *In: Macroeconomia moderna-Keynes e a Economia Contemporânea*. Org.: LIMA, G. T., SICSÚ, J., PAULA, L. F. Rio de Janeiro: Campus, 1999.

TAVARES, Mauro Calixto. **Planejamento Estratégico. A opção entre sucesso e fracasso empresarial**. São Paulo: Harpa, 1991.

TOSCANO, L. C. Junior. **Guia de referência para o mercado financeiro**. São Paulo: EI-Edições Interligadas. 2004.

TREYNOR, Jack L. **Toward a Theory of Market Value of Risky Assets**. London: Risk Books. 1962.

VALMORBITA, Sandra Mara lesbik; SCHVIRCK, Elieandro. **Influência das Oscilações Econômicas no Contexto das empresas do ramo de Agronegócios**.

Disponível em:<<http://revistas.utfpr.edu.br/pb/index.php/CAP/article/view/934>>

Acesso em: 10.02.2015.

VERE, D.T.; GRIFFITH, G. R. **Comparative Forecast Accuracy in the New South Wales Prime Lamb Market**. Australian Journal of Agricultural Economics, vol. 34, nº2, p.103-117, 1990.

WOOLDRIGE, Jeffrey M. **Introductory Econometrics-a modern approach**.2ª ed. Michigan StateUniversity-Usa: Thomson-South-Western. 2002.



\_\_\_\_\_. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna.**  
São Paulo: Thomson, 2006.

ZIBERSZTAJN, Décio; NEVES, Marcos Fava (Org.). **Economia e Gestão de Negócios Agroalimentares.** São Paulo: Pioneira, 2000.