**CAUSALIDADE ENTRE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E A RECEITA BRUTA: uma análise utilizando vetores autorregressivos (VAR)**

***CAUSALITY BETWEEN MACROECONOMIC VARIABLES AND GROSS REVENUE: an analysis using autoregressive vectors (ARV)***

André de Souza Melo

Doutor, Departamento de Economia, PADR/UFRPE.

E-mail: [andredesouzam@gmail.com](mailto:andredesouzam@gmail.com)

Jucimar Casimiro de Andrade

Mestre, Departamento de Economia, PADR/UFRPE.

E-mail: [jucimarcandrade@gmail.com](mailto:jucimarcandrade@gmail.com)

**RESUMO**

A globalização é um fenômeno mundial que pode ser caracterizado pela aproximação entre os mercados dos diferentes países, principalmente quanto ao grau de influência que determinadas economias mais desenvolvidas desempenham sobre outras; e isso é bastante perceptível do mercado bursátil ou na forma como os indicadores estruturais de uma economia de comportam quanto expostos à concorrência global. Assim, o presente estudo teve como objetivo analisar a relação de causalidade entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e na receita bruta em empresas com ações ativas listadas na Bolsa de Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBovespa). Foi selecionada uma amostra de oito empresas de capital aberto com ações ativas do segmento de agronegócio. Como variáveis endógenas, selecionou-se cinco variáveis: receitas brutas das respectivas companhias, pib da agropecuária, índice de preços de produtos agropecuários (Ipa), taxa básica de juros (Selic) e taxa de câmbio (R$/US$). Com uso da metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR), constatou-se que a funções impulso-resposta e decomposição variância apresentaram leituras semelhantes, ou seja, em ambos os modelos a variável pib da agropecuária e o índice de preços de produtos agropecuários exercem significativa influência sobre a receita; em alguns modelos, a taxa básica de juros (representada pela SELIC), chegou a representar mais de 40% da variância dos erros de previsão da receita, e que um choque de 1% de erro de previsão na variável pib da agropecuária já pode ser sentido na receita predominantemente a partir do segundo período, revelando que tais Cias., devem analisar bem o ambiente macroeconômico em que a mesma se insere como forma de prevenção e auxílio à tomada de decisão, principalmente ante a atual conjuntura econômica vivida pelo país.

PALAVRAS-CHAVE: Finanças, Econometria, Variações Macroeconômicas.

***ABSTARCT***

Globalization is a world phenomenon that can be characterized by rapprochement between the markets of different countries, especially regarding the degree of influence that certain developed economies play on others; and this is quite noticeable the stock market or the way the structural indicators of an economy behave as exposed to global competition. This study aimed to analyze the causal relationship between a set of macroeconomic variables and gross revenues in companies with active stocks listed on the Brazilian Mercantile and Futures Exchange (BM&FBovespa). It selected a sample of eight public companies with active actions of the agribusiness segment. As endogenous variables, we selected five variables: gross revenue of the respective companies, agriculture of GDP, price index of agricultural products (Ipa), the basic interest rate (Selic) and exchange rate (R $ / US $). With use of the methodology Vectors Autoregressive (VAR), it was found that the impulse response functions and decomposition variance showed similar readings, i.e., in both models the variable gdp of agriculture and agricultural products price index significantly influence on revenues; in some models, the basic interest rate (represented by SELIC), has come to represent more than 40% of the variance of the revenue forecast errors, and a shock of 1% of forecast error in gdp variable of agriculture can now be the recipe predominantly from the second period, revealing that such Cias., should fully analyze the macroeconomic environment in which it is inserted in order to prevent and aid to decision-making, especially at the current economic situation experienced by the country.

***KEYWORDS****: Finance, Econometrics, Macroeconomic Variables.*

**1. INTRODUÇÃO**

Na atual conjuntura política e econômica vivenciada pelos mercados mundiais e principalmente pela economia brasileira e significativamente caracterizada por um ambiente extremamente competitivo e dinâmico, em que as companhias têm que formular e reformular constantemente suas estratégias de ação, principalmente quanto ao futuro da economia.

Nesse ínterim, muitos profissionais ligados ao mercado financeiro, 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.

Para Pimenta e Higuchi (2008) 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.

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 NETO, 2012).

Destarte, a presente pesquisa justifica-se pela importância econômica e estratégica que a bolsa 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 consequentemente, 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 tem como objetivo analisar a relação de causalidade entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e na receita bruta em empresas com ações ativas listadas na Bolsa de Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBovespa).

## 2. REFERECIAL TEÓRICO

2.1. Evidências empíricas da Relação entre o Mercado Ações e Variáveis Macroeconômicas

O mercado financeiro brasileiro tem evoluído significativamente nos últimos anos, especialmente o mercado de *commodities* agrícolas. Segundo o Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (IBMEC, 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 Assaf Neto (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.

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.

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 apresentou uma relação de causalidade estatisticamente significativa em relação ao Ibovespa.

Bernardelli e Bernardelli (2016) realizara um estudo similar utilizando o MQO, com uma base de dados mensais entre 2004 a 2014, totalizando 132 amostras. Constatando que foi significativa a participação do mercado acionário na economia, o qual possui grande relevância às empresas que necessitam de recursos para produzirem, assim como aos agentes superavitários que buscam remuneração pelo capital investido.

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 consequentemente quedas nos dividendos das ações causaria efeito negativo sobre o IPO.

Através da estimação por um Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), Oliveira e Franscaroli (2014) 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.

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 IGP-M.

Sousa (2011), com a utilização do modelo *Arbritrage Princing 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.

Ozcan (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. Constantando 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.

Recentemente, Nisha (2015) realisou um estudo no mercado indiano. Nesse 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). Conluindo 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.

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 de sua capacidade produtiva. 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.

2.2. Relação entre o Mercado Acionário e a Taxa de Câmbio

Em uma economia aberta, com livre trânsito de bens, serviços e capitais, a taxa de câmbio torna-se uma variável fora do controle dos Bancos Centrais, sendo definida em função do grau de confiança dos investidores estrangeiros e das variáveis estruturais de cada país. Assim, o mercado de câmbio funciona continuamente para vender, comprar ou arbitrar determinada moeda, sendo em termos mundiais a moedas mais negociadas: Dólar dos Estados Unidos, Euro da Comunidade Europeia e o Marco Alemão. (BACEN, 2010).

Para Pinheiro (2014) uma queda na taxa de câmbio, ou seja, um aumento no poder de compra da moeda local, induz a um aumento nas exportações da economia. Para atender a essa nova demanda, as empresas tendem a produzir mais e a contratar mais mão-de-obra, como consequências as empresas crescem e a economia também. Assim, a bolsa de valores que reflete o desempenho da economia apresentará uma alta em função desse movimento resultante da queda na taxa de câmbio.

2.3. Relação entre o Mercado Acionário e o Nível de Atividade Econômica

O impacto do desempenho macroeconômico, medido geralmente pelo crescimento do PIB, tem uma lógica bastante óbvia: um aumento do PIB aumentaria os lucros das empresas e consequentemente os preços das ações. Portanto, o impacto esperado do desempenho macroeconômico deve ser positivo. Diversos estudos empíricos confirmam essa hipótese (ANSETOGUI e ESTEBAN, 2002; LEUNG *et al,* 2000; CHEN 1991; BLACK e FRASER, 1995; MCQUEEN e ROLEY, 1990; JARVINEN, 2000; FIFIELD *et al*, 2002).

O crescimento da bolsa mostra-se positivamente relacionado ao crescimento sustentável do PIB brasileiro. Para obtê-lo, não basta reduzir a taxa real de juros, pois esse é um fator importante por si só, como mencionado acima. 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. (MEDEIROS E RAMOS, 2004).

2.4. Relação entre o Mercado Acionário e a Taxa de Juros

A taxa de juros tem papel estratégico nas decisões dos mais variados agentes econômicos, afetando diretamente os custos financeiros das empresas e as expectativas de investimentos da economia, pois: quando as taxas de juros da economia caem, os investidores buscam novas formas de obter rentabilidade e consequentemente migram para as aplicações de renda variável, ou seja, passam a comprar mais ações e provocam alta nos preços das ações. Já quando as taxas de juros aumentam, os investidores passam a considerar a atratividade das aplicações de rena fixa e migram seus investimentos para este tipo de operações, ocasionando queda nos preços das ações; e quando as taxas de juros da economia estão baixas, as pessoas tendem a consumir mais e os custos financeiros das empresas passam a ser menores. Esses fatores geram um aumento no potencial de ganho das empresas, refletindo nas cotações de suas ações que passam a ter preços mais altos.

Para Medeiros e Ramos (2004) o impacto das taxas de juros de curto prazo no mercado é também facilmente explicável, pois, intuitivamente, aumentos na taxa de juros fortalecem a remuneração nos mercados de renda fixa, atraindo investidores para esses mercados em detrimento do mercado de renda variável. Existe, porém, um efeito oposto a esse, na medida em que aumentos na taxa de juros aumentam a dívida pública, trazendo incertezas quanto aos fundamentos macroeconômicos e à capacidade de o governo administrar a dívida, o que não favorece o mercado de capitais.

## 3. METODOLOGIA

## 3.1. Amostra

Para esta pesquisa, foram selecionadas oito companhias com ações ativas que disponibilizam seus dados financeiros publicamente na Bolsa de Mercadorias de Futuros (BM&FBovespa). 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.

**Tabela 1 –** 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.

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 de relacionar para esse segmento da economia brasileira.

## 3.3. Variáveis utilizadas

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 dificultosa.

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 (oito modelos) têm um total de 250 observações (ni = 250) com k=4, totalizando o trabalho todo com 2.000 observações (nt = 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 tradada 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.

## 3.4. Modelos e testes utilizados

O modelo utilizado consistiu-se 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 no instante sendo definida apenas por seus valores defasados e pelo ruído branco . Assim o modelo geral de VAR assume que depende de (até defasagens) eu do vetor de resíduos que estão correlacionados entres eles no instante , mas não estão correlacionadas em momentos anteriores a . Portanto, com base Gujarati (2011) sua fórmula pode ser estimada como:

Em que:

*=* é um vetor (n x 1) no instante das variáveis empregadas no modelo;

*=* representa o vetor de interceptos;

*= ,* são as matrizes dos coeficientes no modelo;

*=* Vetor dos resíduos, tal que: .

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.

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 (2011):

Vale ressaltar que quando se analisa mais de uma variável, esta se lidando com uma causalidade bidirecional. E nesse modelo, pressupõe que os distúrbios e não são correlacionados. Assim, todas as séries foram tabuladas e organizadas com o auxílio das planilhas eletrônicas do *Microsoft Excel*®, e os cálculos efetuados pelo pacote econométrico *GRETL-Ggnu 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.

**3. RESULTADOS**

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 aplicado o modelo de vetores autoregressivos (VAR) com função impulso-resposta e o teste de Causalidade de Granger (1986).

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 8 modelos autoregressivos das 8 empresas integrantes das amostras conforme resultados expostos abaixo.

**Tabela 2**: Resultado dos Testes *Dickey-Fuller* Aumentado

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| ***Lags*** | | **R\_Eucatex** | **R\_Brf** | **R\_Kablin** | **R\_Exselsior** | **R\_Oderich** | **R\_Josapar** | **R\_Renar** | **R\_Metisa** |
| 4 | 3 | 2 | 1 | 2 | 5 | 1 | 2 |
| ***P-value assintótico*** | *τnc* | 2,93E-13 | 1,45E-10 | 3,08E-11 | 8,42E-08 | 1,13E-13 | 5,68E-03 | 6,38E-02 | 4,32E-26 |
| *τc* | 4,36E-14 | 3,74E-11 | 1,35E-10 | 5,96E-06 | 1,53E-14 | 6,53E-02 | 1,32E-02 | 2,78E-27 |
| *τct* | 2,36E-13 | 4,43E-10 | 3,10E-10 | 5,58E-05 | 5,58E-05 | 2,05E-01 | 3,72E-02 | 5,45E-31 |
| **Estatística Teste** | *τnc* | -7,69701 | -6,63094 | -6,90347 | -5,79616 | -7,85647 | -2,75614 | -10,54 | -12,4812 |
| *τc* | -8,35734 | -7,34523 | -7,14381 | -5,9834 | -8,46015 | -2,75288 | -10,43 | -12,4844 |
| *τct* | -8,27225 | -7,25402 | -7,30531 | -5,91803 | 5,31E-14 | -2,7794 | -10,33 | -12,556 |
| **Conclusão** |  | Rejeita H0 | Rejeita H0 | Rejeita H0 | Rejeita H0 | Rejeita H0 | Rejeita H0 | Rejeita H0 | Rejeita H0 |
| *τnc*-Estatística Teste sem a constante | | | | | | | | | |
| *τct*-Estatística Teste com constante e tendência | | | | | | | | | |
| *τc*-Estatística Teste com a constante | | | | | | | | | |

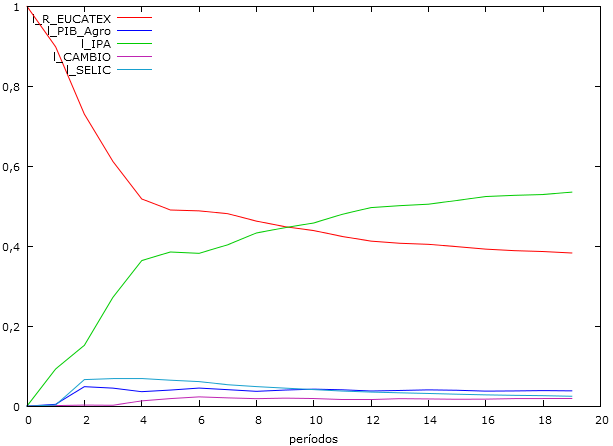
**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

Destarte, para a análise econométrica das séries utilizadas no modelo VAR das empresas acima, a determinação do processo autorregressivo foi realizado através dos procedimentos de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQC), em diferentes estágios e defasagens para estimação. 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 (H0) de existência de raiz unitária. Quanto ao teste Dickey-Fuller Aumentado rejeitou a hipótese nula de existência de raiz unitária para ambas as variáveis em ambos os modelos, constatando que todas as séries mostraram-se estacionárias em primeira diferença.

**3.1. Modelo VAR para a empresa Eucatex S.A Indústria a Comércio.**

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 para esse primeiro modelos e para os demais. 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 Chen (1991), Chauvin e Hirschey (1993) e Grôppo (2004). Para Burstaller (2002) essa maneira lógica de ordenação pode ser relativamente trivial, a qual não é baseada em nenhuma teoria econômica confiável, mas imagina-se ser um bom ponto de partida.

Realizados todos os testes e procedimentos, conforme preceitua a literatura, analisa-se o gráfico da decomposição da variância e o teste de causalidade de Granger para a corporação Eucatex S.A.



**Figura 1:** Decomposição da variância do erro de previsão da Eucatex S.A.

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

A figura 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 (1994). 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 identificação de uma relação [estatística](https://pt.wikipedia.org/wiki/Estat%C3%ADstica) 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](https://pt.wikipedia.org/wiki/Clive_W._J._Granger) visa superar as limitações do uso de simples [correlações](https://pt.wikipedia.org/wiki/Correla%C3%A7%C3%A3o) 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.

**Tabela 3**: Teste de causalidade de Granger da Eucatex S.A.

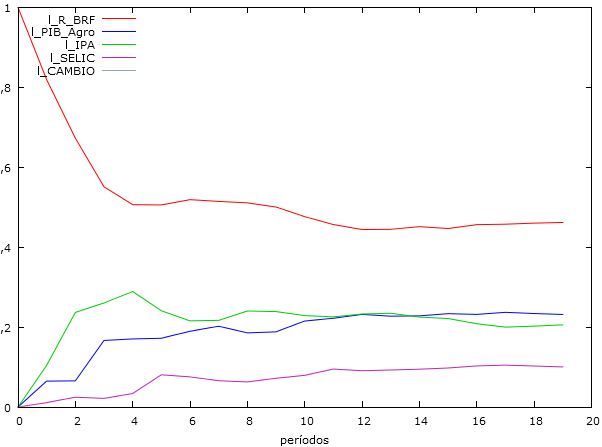
|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Null Hypothesis** | ***F-statistic*** | ***Test*** | **Decision** |
| l\_R\_Eucatex Does Not Granger Cause l\_R\_Eucatex | 5,99003 | 0,0025 | Reject\*\*\* |
| l\_R\_PIB\_Agro Does Not Granger Cause l\_R\_Eucatex | 3,8432 | 0,0193 | Reject\*\* |
| l\_R\_IPA Does Not Granger Cause l\_R\_Eucatex | 4,223 | 0,0132 | Reject\*\* |
| l\_R\_CAMBIO Does Not Granger Cause l\_R\_Eucatex | 0,13829 | 0,9363 | Does Not Reject\* |
| l\_R\_SELIC Does Not Granger Cause l\_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: l\_R\_Eucatex, l\_PIB\_Agro, l\_IPA, l\_CAMBIO e l\_SELIC são iguais a zero (β1= β2= β3= β4= β5=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. Por ser uma empresa que exporta grande parte de sua produção para o mercado externo, 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.

**3.2. Modelo VAR para a empresa BRF *Foods* S.A.**

Realizados todos os testes e procedimentos, conforme preceitua a literatura, analisa-se o gráfico da decomposição da variância e o teste de causalidade de Granger para a corporação BRF *Foods* S.A.



**Figura 2:** Decomposição da variância do erro de previsão da BRF *Foods* S.A.

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

Essa figura apresenta os resultados da decomposição da variável explicada R\_BRF, que corresponde a receita bruta da empresa BRF *Foods* S.A. empregando para isso o procedimento de Bernanke (1994). 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 identificação de uma relação [estatística](https://pt.wikipedia.org/wiki/Estat%C3%ADstica) 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](https://pt.wikipedia.org/wiki/Clive_W._J._Granger) visa superar as limitações do uso de simples [correlações](https://pt.wikipedia.org/wiki/Correla%C3%A7%C3%A3o) 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.

**Tabela 4**: Teste de causalidade de Granger da BRF *Foods* S.A.

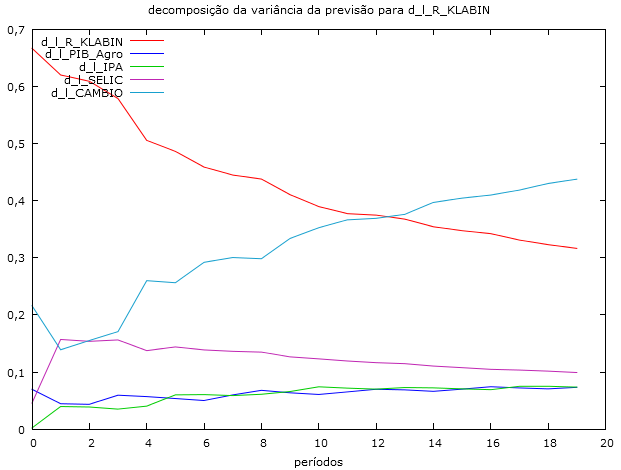
|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Null Hypothesis** | ***F-statistic*** | ***Test*** | **Decision** |
| l\_R\_BRF Does Not Granger Cause l\_R\_BRF | 6,941 | 0,0007 | Reject\*\*\* |
| l\_R\_PIB\_Agro Does Not Granger Cause l\_R\_BRF | 0,89529 | 0,4821 | Does Not Reject\*\* |
| l\_R\_IPA Does Not Granger Cause l\_R\_BRF | 1,8276 | 0,1564 | Does Not Reject\*\* |
| l\_R\_CAMBIO Does Not Granger Cause l\_R\_BRF | 0,33231 | 0,2247 | Does Not Reject\*\* |
| l\_R\_SELIC Does Not Granger Cause l\_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**.**

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](https://pt.wikipedia.org/wiki/Sadia_S._A.) pela [Perdigão](https://pt.wikipedia.org/wiki/Perdig%C3%A3o_%28empresa%29) tiveram início em [2008](https://pt.wikipedia.org/wiki/2008), com o então presidente José Antônio do Prado Fay. O sucesso da fusão, anunciado oficialmente em [Maio](https://pt.wikipedia.org/wiki/Maio) de [2009](https://pt.wikipedia.org/wiki/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 financiamos, o que de fato explica a causalidade da taxa básica de juros sobre seu desempenho econômico-financeiro.

**3.3. Modelo VAR para a empresa Klabin S.A.**

Realizados todos os testes e procedimentos, conforme preceitua a literatura, analisa-se o gráfico da decomposição da variância e o teste de causalidade de Granger para a corporação Klabin S.A.



**Figura 3:** Decomposição da variância do erro de previsão da Klabin S.A.

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

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 12ª período a variável que mais impacta na variação da receita é a taxa de câmbio, chegando a 43,77% no fim do 20º 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 significante, representando em média apenas 10,43% na decomposição da receita.

A identificação de uma relação [estatística](https://pt.wikipedia.org/wiki/Estat%C3%ADstica) entre duas variáveis, por mais forte que seja não pode ser o único critério para estabelecer uma relação causal entre elas. Assim, igualmente aos testes anteriores, utilizou-se o Teste de Causalidade de [Granger](https://pt.wikipedia.org/wiki/Clive_W._J._Granger) (1986) visando melhor entender a natureza dessas relações.

**Tabela 5**: Teste de causalidade de Granger da Klabin S.A.

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Null Hypothesis** | ***F-statistic*** | ***Test*** | **Decision** |
| l\_R\_Klabin Does Not Granger Cause l\_R\_Klabin | 19,747 | 0,0001 | Reject\*\*\* |
| l\_R\_PIB\_Agro Does Not Granger Cause l\_R\_Klabin | 6,4141 | 0,0151 | Reject\*\* |
| l\_R\_IPA Does Not Granger Cause l\_R\_Klabin | 3,0351 | 0,0886 | Reject\* |
| l\_R\_CAMBIO Does Not Granger Cause l\_R\_Klabin | 2,1247 | 0,1522 | Does Not Reject\* |
| l\_R\_SELIC Does Not Granger Cause l\_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% | | | |
|
|
|
|

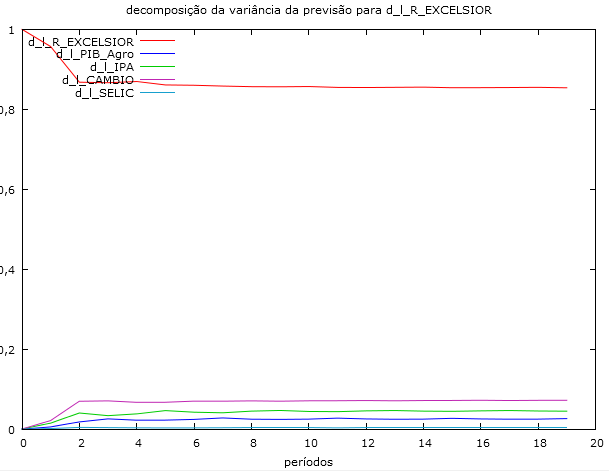
**Fonte:** Dados da pesquisa, 2016.

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 na análise anterior sobre decomposição da variância, 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. 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 (variações na economia).

Quanto à taxa de câmbio, a lógica é que a apreciação cambial fortalece a lucratividade dos produtores domésticos de *tradables* (substitutos de importações e exportações),em relação aos competidores estrangeiros. Como resultado, a taxa de câmbio teria uma influência positiva sobre os seus lucros e consequentemente 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.

**3.4. Modelo VAR para a empresa Exselsior S.A.**

Realizados todos os testes e procedimentos, conforme preceitua a literatura, analisa-se o gráfico da decomposição da variância e o teste de causalidade de Granger para a corporação Exselsior S.A.



**Figura 4:** Decomposição da variância do erro de previsão da Excelsior S.A.

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

A figura 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 (1994). 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.

A identificação de uma relação [estatística](https://pt.wikipedia.org/wiki/Estat%C3%ADstica) 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](https://pt.wikipedia.org/wiki/Clive_W._J._Granger) visa superar as limitações do uso de simples [correlações](https://pt.wikipedia.org/wiki/Correla%C3%A7%C3%A3o) 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.

**Tabela 6**: Teste de causalidade de Granger da Excelsior S.A.

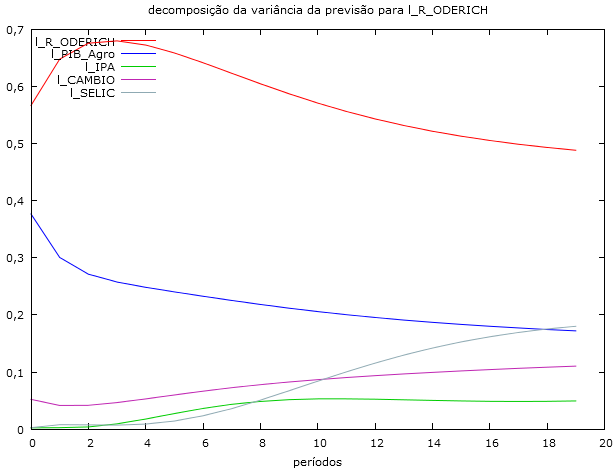
|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Null Hypothesis** | **F-statistic** | **Test** | **Decision** |
| l\_R\_Excelsior Does Not Granger Cause l\_R\_Excelsior | 1,1104 | 0,3603 | Does Not Reject\* |
| l\_R\_PIB\_Agro Does Not Granger Causel\_R\_Excelsior | 6,1967 | 0,0021 | Reject\*\*\* |
| l\_R\_IPA Does Not Granger Cause l\_R\_Excelsior | 2,664 | 0,0813 | Reject\* |
| l\_R\_CAMBIO Does Not Granger Cause l\_R\_Excelsior | 2,664 | 0,0658 | Reject\* |
| l\_R\_SELIC Does Not Granger Cause l\_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.

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. 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 seus ativos e passivos financeiros. 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.

**3.5. Modelo VAR para a empresa Oderich S.A.**

Realizados todos os testes e procedimentos, conforme preceitua a literatura, analisa-se o gráfico da decomposição da variância e o teste de causalidade de Granger para a corporação Oderich S.A.



**Figura 5:** Decomposição da variância do erro de previsão da Oderich S.A.

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

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.

A identificação de uma relação [estatística](https://pt.wikipedia.org/wiki/Estat%C3%ADstica) 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](https://pt.wikipedia.org/wiki/Clive_W._J._Granger) visa superar as limitações do uso de simples [correlações](https://pt.wikipedia.org/wiki/Correla%C3%A7%C3%A3o) 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.

**Tabela 7**: Teste de causalidade de Granger da Oderich S.A.

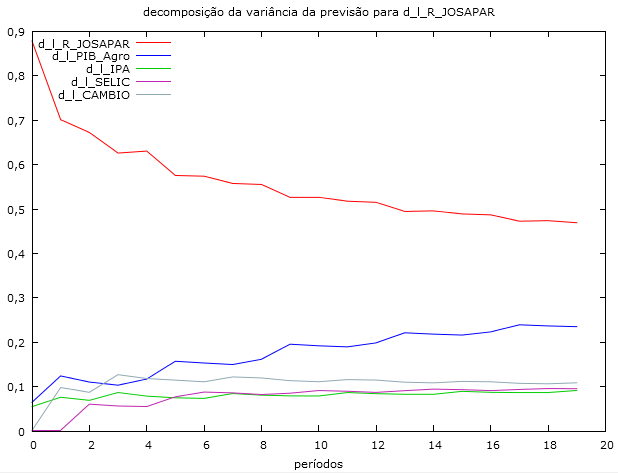
|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Null Hypothesis** | **F-statistic** | **Test** | **Decision** |
| l\_R\_Oderich Does Not Granger Cause l\_R\_Oderich | 26,679 | 0 | Reject\*\*\* |
| l\_R\_PIB\_Agro Does Not Granger Cause l\_R\_Oderich | 15,123 | 0,0004 | Reject\*\*\* |
| l\_R\_IPA Does Not Granger Cause l\_R\_Oderich | 1,2954 | 0,2615 | Does Not Reject\* |
| l\_R\_CAMBIO Does Not Granger Cause l\_R\_Oderich | 3,6414 | 0,0632 | Reject\* |
| l\_R\_SELIC Does Not Granger Cause l\_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.

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 significante 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 significante.

**3.6. Modelo VAR para a empresa Josapar S.A.**

Realizados todos os testes e procedimentos, conforme preceitua a literatura, analisa-se o gráfico da decomposição da variância e o teste de causalidade de Granger para a corporação Josapar S.A.



**Figura 6:** Decomposição da variância do erro de previsão da Josapar S.A.

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

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.

A identificação de uma relação [estatística](https://pt.wikipedia.org/wiki/Estat%C3%ADstica) 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](https://pt.wikipedia.org/wiki/Clive_W._J._Granger) visa superar as limitações do uso de simples [correlações](https://pt.wikipedia.org/wiki/Correla%C3%A7%C3%A3o) 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.

**Tabela 8**: Teste de causalidade de Granger da Josapar S.A.

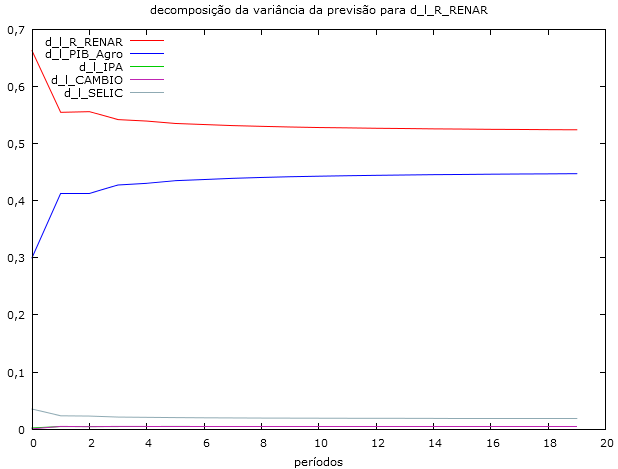
|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Null Hypothesis** | **F-statistic** | **Test** | **Decision** |
| l\_R\_Josapar Does Not Granger Cause l\_R\_Josapar | 4,6173 | 0,009 | Reject\*\*\* |
| l\_R\_PIB\_Agro Does Not Granger Cause l\_R\_Josapar | 1,8787 | 0,1545 | Does Not Reject\* |
| l\_R\_IPA Does Not Granger Cause l\_R\_Josapar | 1,82 | 0,1648 | Does Not Reject\* |
| l\_R\_CAMBIO Does Not Granger Cause l\_R\_Josapar | 2,0189 | 0,1324 | Does Not Reject\* |
| l\_R\_SELIC Does Not Granger Cause l\_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: l\_R\_ Oderich, l\_PIB\_Agro, l\_IPA, l\_CAMBIO e l\_SELIC são iguais a zero (*β1= β2= β3= β4= β5=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 Ozcan (2012) que encontrou uma causalidade bidirecional para a Bolsa de Valores de Istambul na Turquia.

**3.7. Modelo VAR para a empresa Renar S.A.**

Realizados todos os testes e procedimentos, conforme preceitua a literatura, analisa-se o gráfico da decomposição da variância e o teste de causalidade de Granger para a corporação Renar S.A.



**Figura 7:** Decomposição da variância do erro de previsão da Renar S.A.

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

A figura 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 (1994). 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.

A identificação de uma relação [estatística](https://pt.wikipedia.org/wiki/Estat%C3%ADstica) 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](https://pt.wikipedia.org/wiki/Clive_W._J._Granger) visa superar as limitações do uso de simples [correlações](https://pt.wikipedia.org/wiki/Correla%C3%A7%C3%A3o) 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.

**Tabela 9 -** Teste de causalidade de Granger da Renar S.A.

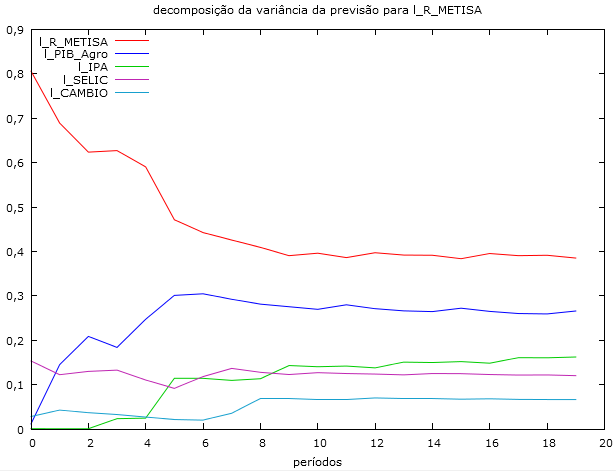
|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Null Hypothesis** | **F-statistic** | **Test** | **Decision** |
| l\_R\_Renar Does Not Granger Cause l\_R\_Renar | 12,089 | 0 | Reject\*\*\* |
| l\_R\_PIB\_Agro Does Not Granger Cause l\_R\_Renar | 0,085376 | 0,9675 | Does Not Reject\* |
| l\_R\_IPA Does Not Granger Cause l\_R\_Renar | 0,50469 | 0,682 | Does Not Reject\* |
| l\_R\_CAMBIO Does Not Granger Cause l\_R\_Renar | 0,19169 | 0,9012 | Does Not Reject\* |
| l\_R\_SELIC Does Not Granger Cause l\_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.

Apesar de para esse modelo a variável Pib não apresentar-se significante, 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.

**3.8. Modelo VAR para a empresa Metisa S.A.**

Realizados todos os testes e procedimentos, conforme preceitua a literatura, analisa-se o gráfico da decomposição da variância e o teste de causalidade de Granger para a corporação Metisa S.A.



**Figura 8:** Decomposição da variância do erro de previsão da Metisa S.A.

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

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

A identificação de uma relação [estatística](https://pt.wikipedia.org/wiki/Estat%C3%ADstica) 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](https://pt.wikipedia.org/wiki/Clive_W._J._Granger) visa superar as limitações do uso de simples [correlações](https://pt.wikipedia.org/wiki/Correla%C3%A7%C3%A3o) 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.

**Tabela 10**: Teste de Causalidade de Granger da Metisa S.A.

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Null Hypothesis** | **F-statistic** | **Test** | **Decision** |
| l\_R\_Metisa Does Not Granger Cause l\_R\_Metisa | 8,0682 | 0,0003 | Reject\*\*\* |
| l\_R\_PIB\_Agro Does Not Granger Cause l\_R\_Metisa | 4,689 | 0,0058 | Reject\*\*\* |
| l\_R\_IPA Does Not Granger Cause l\_R\_Metisa | 1,652 | 0,1926 | Does Not Reject\* |
| l\_R\_CAMBIO Does Not Granger Cause l\_R\_Metisa | 0,13155 | 0,9694 | Does Not Reject\* |
| l\_R\_SELIC Does Not Granger Cause l\_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(Qui-quadrado(4) > 1,2519) = 0,869 \* Significante a 10% \*\*Significante a 5% \*\*\*Significante a 1% | | | |
|
|
|
|
|

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

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.

É pertinente analisar também como um choque em cada variável do modelo é recebido pela variável endógena Receita Bruta. 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.

**Tabela 11**: Função impulso-resposta

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Respostas acumuladas (em valor absoluto) de um choque de 1% no PIB da Agropecuária** | | | | |
| Variável | Resposta Máxima | Resposta Acumulada Máxima | Resposta Acumulada até 10º período | Resposta Acumulada até 20º período |
| Resposta na Receita Bruta da Eucatex | 0,013 | -0,007 | -0,021 | 0,014 |
| Resposta na Receita Bruta da BRF | 0,017 | -0,039 | -0,011 | -0,029 |
| Resposta na Receita Bruta da Klabin | 0,010 | 0,006 | 0,003 | 0,003 |
| Resposta na Receita Bruta da Excelsior | 0,017 | 0,009 | 0,021 | -0,012 |
| Resposta na Receita Bruta da Oderich | 0,019 | -0,006 | -0,003 | -0,003 |
| Resposta na Receita Bruta da Renar | 0,035 | 0,010 | 0,009 | 0,001 |
| Resposta na Receita Bruta da Josapar | 0,024 | -0,011 | 0,019 | -0,030 |
| Resposta na Receita Bruta da Metisa | 0,024 | 0,003 | 0,022 | -0,019 |

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

Nessa etapa, utilizou-se o procedimento de Bernanke (1994), com todas as variáveis em logaritmos e admitindo-se um intervalo de confiança de 95% com 20 períodos à frente. Assim, os dados revelam que as variáveis oscilam positiva e negativamente em momentos de pico e depressão ao longo do eixo médio, desde o primeiro período após o choque até o 20º período, com intervalos que oscilavam entre -0,2% a 0,12%, na média, com tendência regressiva. Assim, um choque de um erro padrão na variável R\_BRF afeta ela mesma em intervalos de 0,02% a 0,12% com tendência crescente positiva, sendo valor máximo observado no 7º período após o choque. No caso da Oderich S.A. um choque na SELIC é sentido de forma positiva já no primeiro momento, em torno de 0,01% apresentando tendência exponencial negativa a partir no 3º período de -0,03%, ou seja, um aumento na taxa básica de juros tende a diminuir a receita da empresa Oderich S.A. sendo que o valor máximo para esse modelo foi observado no 8º período. De maneira geral as demais variáveis dos oito modelos apresentaram oscilações pouco significativas em torno do eixo, sendo que o CAMBIO e a SELIC apresentam-se estar negativamente relacionados com a receita e o PIB e o IPA tendem a estar positivamente relacionados e as respostas máximas se concentraram até p 2º período após o choque.

# 4. CONCLUSÃO

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.

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 temos 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 significante 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.

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 de 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.

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. Assim, 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 (CBOE Volatility Index) 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.

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 (2014), 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

ALBUQUERQUE, P. 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, v.3, n.1, p.648-659. 2014.

AMEER, Rashid. **Macroeconomic factors and initial public offerings (IPOS) in Malaysia.** *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance* (AAMJAF), v.8, n.1, p.41–67. 2012.

ASSAF, A. N. **Curso de Administração Financeira**, 3ªed. São Paulo: Atlas. 2014.

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

Banco Central do Brasil (BACEN). Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/pt-br/#!/home. Acesso em 12.9.2015>.

BERNANKE, B.; GERTLER, M.; GILCHRIST, S. **The financial accelerator and the flight to quality, NBER Working Paper**, v.1, n. 4789. 1994.

BLACK, A.; FRASER, P. **Stock Returns: Predictability and Business Conditions**. *The Manchester School, Supplement*, v.1, n.2, p.85-102. 1995.

BURGSTALLER, J. **Are stock returns a leading indicator for real macroeconomic developments?** Working Paper, n.207. 2002.

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

CHEN, N.F**. Financial Investment Opportunities and the Macroeconomy**. *Journal of Finance*, v.46, n.2, p.529-544. 1991.

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

GRANGER, C. W. J.; HUANG, B. N.; YANG, C. W. **Abivariate causality between stock prices and exchange rates: Evidence from the recent Asia.** *Discussion Pape*r, p.98-09, University of California, San Diego, Department of Economics. 1998.

GRÔPPO, G. S. **Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa**. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz.Dissertação - (Mestrado), Universidade de São Paulo, 2004.

GUJARATI, D. N; PORTER, D. C. **Econometria Básica***.* 5ª ed. Porto Alegre: Bookman, 2011.

JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford University Press: Oxford. 1995.

KRUGER, S. D.; PETRI, S. M**. 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. Rio de Janeiro, v.18, n.1, p.3. 2013.

MEDEIROS, O. R.; RAMOS, F. C. **Determinantes do Desempenho e Volatilidade na Bovespa: um Estudo Empírico**. *In* Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, n.4. São Paulo: Controladoria e Contabilidade. 2004.

NISCHA, N**. Impact of macroeconomic variables on stock returns: Evidence from Bombay Stock Exchange***. Journal of Investment and Management*. Munich Personal RePEc Archive. n.38980, p.20-52. 2012.

NUNES, M.S.; COSTA, N. C. A.; MEURER, R. **A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil**. Revista Brasileira de Economia, v.59, n.4. 2005.

OLIVEIRA, J. da C. T.; FRANSCAROLI, B. F. **Impacto dos fatores macroeconômicos na emissão de ações na bolsa de valores.** Gestão, Finanças e Contabilidade, v.4, n.1. 2014.

OZCAN, Ahmet. **The Relationship Between Macroeconomic Variables and ISE Industry Index.** *International Journal of Economics and Financial Issues,* v.2, n.2, p. 184-189. 2012.

PIMENTA JUNIOR, T.; HIGUCHI, R. H. Variáveis macroeconômicas e o Ibovespa: um estudo da relação de causalidade. Revista Eletrônica de Administração (REAd ), v.60, n.4. 2008.

PINHEIRO, J. L. **Mercado de Capitais - Fundamentos e Técnicas** - 7ª Ed. São Paulo: Atlas. 2014.

RAHMAN, M. L.; UDDIN, J. **Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates: evidence from Three South Asian Countries**. *International Business Research*, v.2, n.2. 2009.

SICH, D.**Causal Relationship Between Macro-Economic Variables and Stock Market: a case of study for India**. *Pakistan Journal of Social Sciences* (PJSS), v.30, n.2, p.263-274. 2010.

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, n.23. 2011.

SOUSA, P. T. Z. **Análise da eficiência o mercado acionário brasileiro: um estudo do setor de papel e celulose através de modelos APT**. 2011. 96f. Dissertação (Mestrado em Administração e Desenvolvimento Rural)-UFRPE, Recife-Pe, 2011.