

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO E CIÊNCIAS CONTÁBEIS
CURSO DE CIÊNCIAS CONTÁBEIS

TALES CANGUSSU BASSOLI

**INFLUÊNCIA DAS VARIÁVEIS DE CONFIANÇA NO PRESIDENTE DA
REPÚBLICA E ICEI NO MERCADO DE CAPITAIS: UMA APLICAÇÃO
DO MODELO VAR**

JUIZ DE FORA

2019

TALES CANGUSSU BASSOLI

**INFLUÊNCIA DAS VARIÁVEIS DE CONFIANÇA NO PRESIDENTE DA
REPÚBLICA E ICEI NO MERCADO DE CAPITAIS: UMA APLICAÇÃO
DO MODELO VAR**

Monografia apresentada pelo acadêmico Tales Cangussu Bassoli ao curso de Ciências Contábeis da Universidade Federal de Juiz de Fora como requisito para obtenção de bacharel em Ciências Contábeis.

Orientador: Prof. Vinícius Masson Palha

JUIZ DE FORA

2019

Ficha catalográfica elaborada através do Modelo Latex do CDC da UFJF
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Bassoli, Tales.

INFLUÊNCIA DAS VARIÁVEIS DE CONFIANÇA NO PRESIDENTE
DA REPÚBLICA E ICEI NO MERCADO DE CAPITAIS: UMA APLICA-
ÇÃO DO MODELO VAR / TALES CANGUSSU BASSOLI. – 2019.

41 f. : il.

Orientador: Prof. Vinícius Masson Palha

Trabalho de Conclusão de Curso – UNIVERSIDADE FEDERAL DE
JUIZ DE FORA, FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO E CIÊNCIAS
CONTÁBEIS. CURSO DE CIÊNCIAS CONTÁBEIS, 2019.

1. VAR. 2. BOVESPA. 3. Presidente da República. I. Palha, Vinícius,
orient.

TALES CANGUSSU BASSOLI

INFLUÊNCIA DAS VARIÁVEIS DE CONFIANÇA NO PRESIDENTE DA
REPÚBLICA E ICEI NO MERCADO DE CAPITAIS: UMA APLICAÇÃO
DO MODELO VAR

Monografia apresentada pelo acadêmico Tales Cangussu Bassoli ao curso de Ciências Contábeis da Universidade Federal de Juiz de Fora como requisito para obtenção de bacharel em Ciências Contábeis.

Aprovada em:

BANCA EXAMINADORA

Prof. Vinícius Masson Palha - Orientador
Universidade Federal de Juiz de Fora

Prof^ª. Élide Maia Ramires
Universidade Federal de Juiz de Fora

Prof. Fabrício Pereira Soares
Universidade Federal de Juiz de Fora

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a minha família por me dar suporte e apoio durante toda a minha jornada. Agradeço também meu professor orientador Vinícius Masson Palha pelo apoio e enorme contribuição para a realização deste trabalho e todos os professores da faculdade de Ciências Contábeis da Universidade de Juiz de Fora por ampliarem meus horizontes.

RESUMO

Em uma realidade política bastante turbulenta, muitos reclamam das recessões econômicas. Tentando quantificar a impacto da opinião popular a respeito da pessoa do presidente na economia, este trabalho utiliza o modelo econométrico de vetores auto regressivos de séries temporais para tentar prever o impacto de variáveis como índice de confiança no empresário industrial e a confiança no presidente, assim como o Faturamento Industrial para melhorar a robustez do modelo, no índice representativo do mercado de capitais provido pela B3, o INDX. O trabalho foi restrito ao setor industrial na tentativa de restringir a abrangência dos dados e conseqüentemente aumentar as chances de um resultado representativo. Para isso, toda a metodologia para correta utilização do var foi aplicada com resultados satisfatórios. Em uma realidade política bastante turbulenta, muitos reclamam das recessões econômicas. Tentando quantificar a impacto da opinião popular a respeito da pessoa do presidente na economia, este trabalho utiliza o modelo econométrico de vetores auto regressivos de séries temporais para tentar prever o impacto de variáveis como índice de confiança no empresário industrial e a confiança no presidente, assim como o Faturamento Industrial para melhorar a robustez do modelo, no índice representativo do mercado de capitais provido pela B3, o INDX. O trabalho foi restrito ao setor industrial na tentativa de restringir a abrangência dos dados e conseqüentemente aumentar as chances de um resultado representativo. Para isso, toda a metodologia para correta utilização do var foi aplicada com resultados satisfatórios.

Palavras-chave: VAR. BOVESPA. Presidente da República.

ABSTRACT

In a very turbulent political reality, many complain about the economic recessions. Attempting to quantify the impact of popular opinion on the economy from the president's person, this paper uses time-series auto-regressive econometric model to try to predict the impact of variables such as confidence index on the industrial entrepreneurs and trust in the president, as well as industrial revenue to improve the model's accuracy, on the B3's INDX index at open Market. The paper was restrict to industrial sector as an attempt to limit the broadness of data increasing chances of a representative result. To that, all methodology of VAR's correct use was applied with satisfactory results.

Key-words: VAR. BOVESPA. President

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Gráfico Tempo x Aprovação da Maneira de Governar do Presidente. . .	13
Figura 2 – Gráfico Tempo x Ibovespa.	14
Figura 3 – Gráfico Tempo x Confiança no Presidente.	25
Figura 4 – Gráfico Tempo x IDNX.	28
Figura 5 – Gráfico Tempo x ICEI.	30

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Teste AIC.	31
Tabela 2 – Teste Johansen (Traço).	31
Tabela 3 – Teste de Johansen (Valor Máximo).	32
Tabela 4 – Teste VAR.	33

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	Dickey-Fuller Aumentado
AIC	Critério de Informação de Akaike
B3	Brasil Bolsa Balcão
CNPJ	Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica
CNAE 2.0	Classificação Nacional de Atividades Econômicas
CNI	Confederação Nacional da Indústria
FatInd	Faturamento Industrial
FIESP	Federação das Indústrias do Estado de São Paulo
FGV	Fundação Getúlio Vargas
GLS	Dickey-Fuller Generalize Last Square
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas
IBOPE	Instituto Brasileiro de Opinião e Estatística
ICEI	Índice de Confiança do Empresário Industrial
INDX	Índice do Setor Industrial
IPA-OG	Índice de Preços por Atacado
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
KPPS	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
PIB	Produto Interno Bruto
PP	Phillip-Perron
PPT	Probabilidade Proporcional ao Tamanho
VAR	Vetores Auto Regressivos

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
2	REFERENCIAL TEÓRICO	16
2.1	Processo não-estacionário	16
2.2	Testes de estacionariedade	17
2.2.1	Teste de Dickey-Fuller	18
2.2.2	Teste Dickey-Fuller Aumentado	18
2.2.3	Teste Phillips-Perron	19
2.2.4	Teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPPS)	19
2.2.5	Teste ERS	19
2.3	Critério de Informação de Akaike	20
2.4	Cointegração de Johansen	20
2.5	Modelo VAR	21
3	VARIÁVEIS DE ESTUDO	23
3.1	FatInd	23
3.2	Índice de Confiança do Empresário Industrial (ICEI)	24
3.3	Confiança no Presidente	24
3.4	Índice do Setor Industrial	25
4	METODOLOGIA E RESULTADOS	27
4.1	Sazonalidade	27
4.2	Estacionariedade	28
4.3	Variável Endógena	29
4.4	Variáveis Exógenas	29
4.5	Testes AIC	31
4.6	Teste de Cointegração de Johansen	31
4.7	Modelo VAR	32
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	34
	REFERÊNCIAS	36
	APÊNDICE A – Teste AIC	38
	APÊNDICE B – Teste Johansen	39

APÊNDICE C – Teste VAR	40
----------------------------------	----

1 INTRODUÇÃO

A Brasil Bolsa Balcão (B3), uma sociedade de capital aberto com sede em São Paulo, é um dos pilares da estrutura do mercado financeiro brasileiro. Ela é responsável pelo registro, pela negociação e pela liquidação de ativos e de títulos mobiliários de todas as empresas listadas em seu portfólio. Fazendo a conexão entre poupadores e devedores, os participantes do mercado financeiro possuem papel fundamental na economia do país. As empresas listadas na B3, são as grades responsáveis pelo desenvolvimento econômico brasileiro uma vez que possuem a capacidade de investir imensos volumes de capital e de empregar milhões de brasileiros. O impacto econômico das empresas listadas é tanto, que toda a economia brasileira pode ser avaliada pelo desempenho de suas ações.

Uma das metodologias para quantificar o desempenho das empresas brasileiras e depois espelhá-las para toda a economia nacional, é feita pela própria B3. Ao produzir índices de mercado que funcionam como indicadores de desempenho das ações negociadas no mercado aberto, a Brasil Bolsa Balcão S.A. objetiva apresentar uma visão ampla dos ativos por ela negociados. O método de produção de cada índice, varia com sua necessidade. O Ibovespa por exemplo, que é representado pelas ações mais negociadas no mercado de ações brasileiro, tem como base de cálculo, empresas que, em volume negociado, representem e tenham participação de pelo menos 0,1% do volume financeiro do mercado a vista. Tal volume monetário é de indiscutível relevância na economia do país. Estes índices, assim como os valores das ações na bolsa de valores, podem ser então, utilizados para analisar aspectos econômicos nacionais servindo como amostras para diversos estudos qualitativos sobre a economia brasileira.

O valor financeiro dos títulos negociados na bolsa de valores, apresentam alta volatilidade tanto para valorização quanto para desvalorização. O risco associado ao mercado financeiro é ramificado, e pode ser explicado por diversas fontes que possuem um comportamento de difícil previsão, o que, gera insegurança para o investidor. Estas variáveis de incertezas podem ser internas ou externas à uma empresa. Com a premissa de que a administração da empresa sempre tomará as melhores decisões para o desenvolvimento econômico da entidade, as variáveis incertas, que são objeto de estudo em incontáveis trabalhos acadêmicos, são as variáveis macroeconômicas. Assim, o preço de uma ação será fortemente influenciado por aquelas, dentre as quais, destacam-se: a variação Produto Interno Bruto (PIB), a Taxa Selic e o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Essas variáveis, assim como diversas mais, estão aquém à vontade dos administradores de empresa, assim, cabe ao administrador da empresa interpretá-las e prever o impacto no meio no qual a empresa está inserida para a melhor tomada de decisão. Como evidenciado por Nogueira (2016), as expectativas dos empresários são positivamente influenciadas por previsões otimistas em relação ao PIB industrial. Ainda sim, esta interpretação é um fator variante na economia como um todo, impactando no risco e no retorno dos títulos

mobiliários.

O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE) em associação com o Instituto Brasileiro de Opinião e Estatística (IBOPE), elabora mensalmente e trimestralmente, diversas perguntas, sobre temas específicos, em forma questionários com o objetivo de quantificar essa interpretação das variáveis macroeconômicas. Pessoas de interesse para cada survey, não só os administradores de empresa, mas também a população em geral, respondem perguntas relacionadas a temas de interesse nacional para que seu impacto nas políticas de investimento das companhias brasileiras, sejam de algum modo, estimados. As repostas são baseadas em sentimentos de apreensão ou euforia para com a economia, assim, respostas otimistas ao questionário em relação ao índice de emprego, terá impacto positivo na política de investimento de uma empresa, independente do seu porte.

Várias são as fontes de dados para tentativas de previsão do mercado financeiro. No entanto, os modelos existentes para sua estimativa futura são raros ou incompletos. Corroborando a fala de Giacomel [2016], o mercado de ações em países emergentes como no caso do Brasil é caótico, uma vez que o comportamento do investidor brasileiro muda progressivamente. Com o intuito de gerar um modelo de previsão para o Índice Bovespa e assim, tentar prever o mercado, conseqüentemente os valores das ações integrantes da carteira do índice, este trabalho utilizará o modelo estatístico Vetores Auto Regressivos (VAR). As variáveis de opinião obtidas pelo IBGE assim como algumas variáveis econômicas descritas no decorrer deste trabalho, serão analisadas e aplicadas ao modelo com uma tentativa de previsão de mercado.

“Uma das alternativas para reduzir a incerteza no processo de tomada de decisões econômicas é a utilização de modelos de previsão de séries temporais univariadas” [BRESSAN, 2004, p.6], objetivando a elaboração deste modelo econométrico que relacione variáveis macroeconômicas com variáveis de sentimento e expectativa, uma pesquisa de opinião qualitativa foi a base de dados escolhida para seu desenvolvimento. Com este objetivo, foi escolhida como uma das variáveis a serem utilizadas, a aprovação da pessoa do Presidente da República. Torna-se então, de extrema importância contextualizar o sentimento popular a respeito do maior cargo representativo da democracia brasileira, o presidente. Afinal, o real entendimento do cargo além de suas atribuições, pela população brasileira, será objeto de análise do estudo, tornando tanto sua capacidade de governar quanto seu carisma fatores de influências nos dados coletados que farão parte do modelo estatístico.

No período de janeiro de 2011 até junho de 2018, no Brasil, o gabinete da presidência era ocupado por Dilma Vana Rousseff pelo período de 1º de janeiro de 2011 até 31 de agosto de 2016, assumindo então seu vice-presidente, Michel Miguel Elias Temer Lulia para mandato até 31 de dezembro de 2018. Um período conturbado, marcado por crises orçamentária, fiscal e política.

Historicamente, o período que será utilizado para elaboração do modelo, foi marcado por uma “drástica desaceleração da taxa de crescimento da economia brasileira” [SERRANO, 2014, p.3]. Esta redução da taxa de crescimento vem acompanhada de desemprego, endividamento e alta taxa de juros, estas são variáveis de alto impacto no sentimento popular que geram um grande descontentamento popular. Graças a isto, a aprovação das políticas presidenciais teve um comportamento decadente que logo culminou no declínio da aprovação da pessoa do presidente.

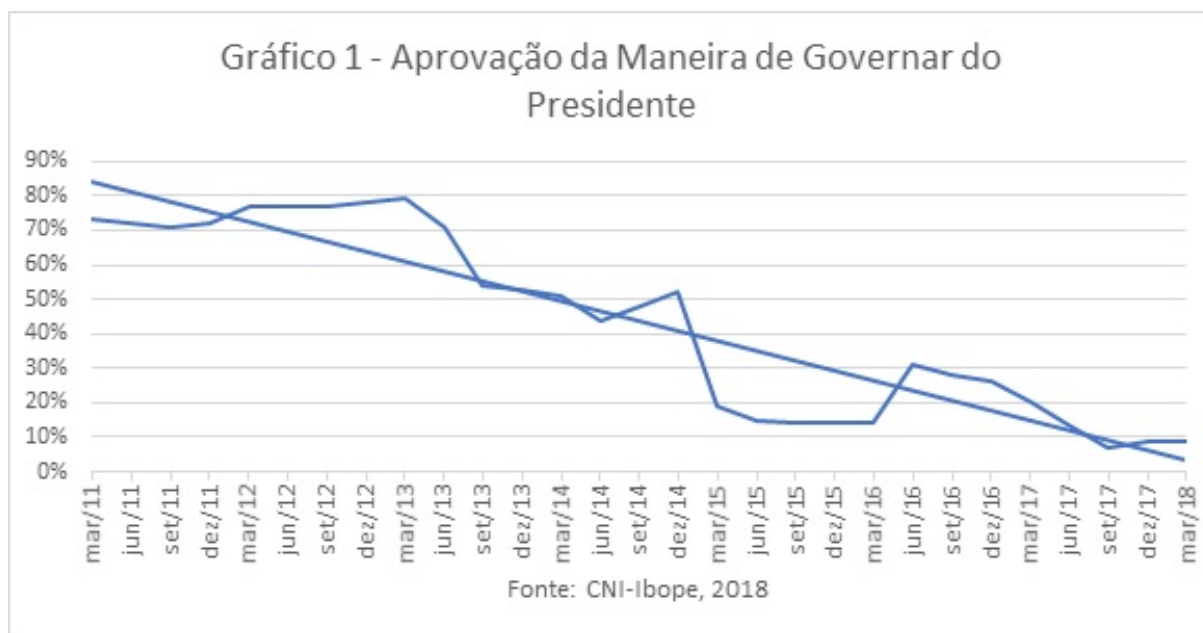


Figura 1 – Gráfico Tempo x Aprovação da Maneira de Governar do Presidente.

Como podemos observar no gráfico, a aprovação do governo da então presidenta, se manteve no mesmo patamar até meados de 2013, caindo vertiginosamente a partir do seu segundo mandato. Esta queda está ligada à percepção popular das decisões presidências e reflete diretamente a interpretação popular de fatores macroeconômicos como corrupção, desemprego e inflação. Em contrapartida, o gráfico do índice representativo de mercado, o Ibovespa, segue no mesmo período uma tendência de alta.

Vários são os motivos para tal comportamento adverso, e será um dos objetos finais do estudo explicar este comportamento através de um modelo econométrico. Ele pretenderá quantificar e qualificar, além de prever e mensurar, o impacto no mercado de capitais desta percepção popular do governo, obtida através da pesquisa qualitativa.

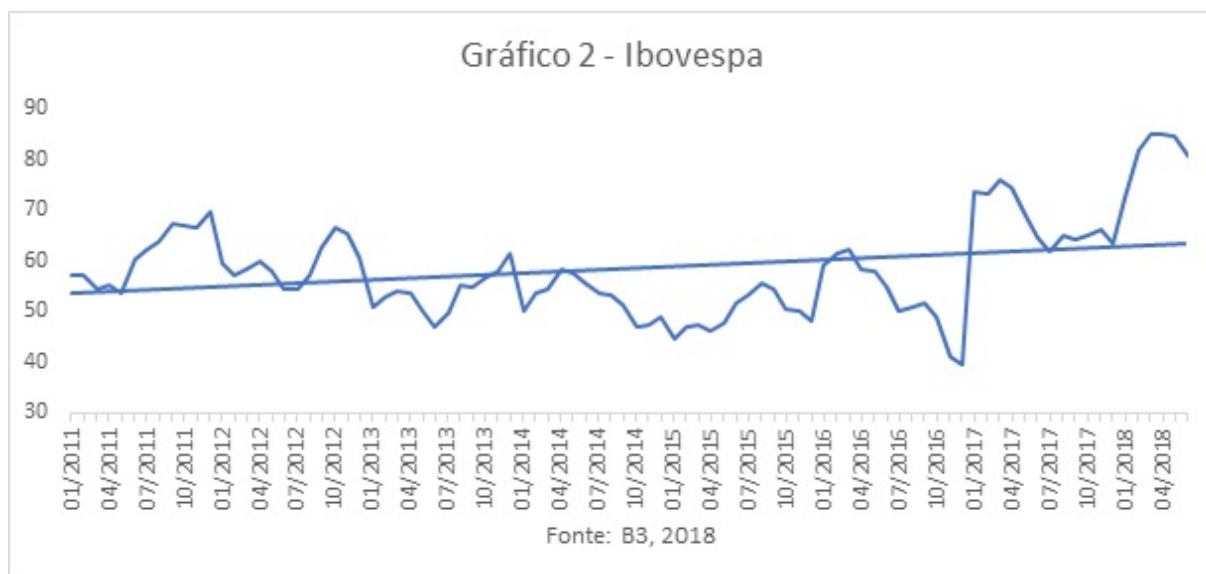


Figura 2 – Gráfico Tempo x Ibovespa.

A pesquisa que visou obter o clima da opinião nacional a respeito do Presidente da República, foi feita pela Confederação Nacional da Indústria (CNI) em associação com o IBOPE, e é intitulada “Confiança no Presidente (a)”. Já no escopo dos índices de mercado, obtidos a partir da negociação de títulos mobiliários na bolsa de valores, será utilizado, neste caso em particular, o Índice do Setor Industrial (INDX) que representa o setor da atividade industrial compreendidos por materiais básicos, bens industriais, consumo cíclico e não cíclico, tecnologia da informação e saúde, este índice mercadológico foi elaborado por um convênio entre a B3 e a Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (FIESP). Muito se pode concluir a partir dos dados que foram coletados e serão analisados. Além do modelo objeto de estudo, uma análise das variáveis endógenas quanto suas correlações, tendências e interpretações político-econômicas é de válida importância, independente do resultado obtido ao final dos testes estatísticos.

As expectativas empresariais são fundamentais para definição do nível de investimento na economia e é reconhecido que a forma como um país é governado produz efeito no ambiente macroeconômico, como afirmou Nogueira (2016). A dificuldade em prever o mercado financeiro, por si só, já significa um desafio. Assim, o intuito de gerar um modelo de previsão para o mercado financeiro a partir de um índice de expectativa da população se faz como algo pouco explorado na literatura. Afinal, a habilidade de prever o comportamento do mercado assim como a sua rentabilidade futura se mostra uma habilidade extremamente rentável.

Assim, o trabalho disporá seus objetivos e conseqüentemente o método utilizado para alcançá-lo. Inicia-se com uma revisão da literatura sobre o método estatístico escolhido, incluindo as definições necessárias para seu entendimento e dos testes utilizados na metodologia para sua confirmação. Posteriormente, dissertou-se sobre as variáveis

utilizadas e também sobre o motivo das suas escolhas, além do processo metodológico para confirmação do modelo e uma discussão final sobre os resultados encontrados concluirá o trabalho.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Cada vez mais a estatística se faz presente em trabalhos acadêmicos tanto pelo seu poder de previsão quanto pela exatidão. A capacidade de previsão de um modelo estatístico torna sua elaboração, apesar de desafiadora, essencial. No campo da economia, diversas variáveis impactam em um modelo, logo, várias delas são utilizadas para explicar fenômenos macroeconômicos e microeconômicos.

Comumente, as variáveis econômicas são ordenadas no tempo, obtendo a denominação de séries temporais. O campo de estudo das séries temporais é vasto complexo, os modelos estocásticos que as descrevem requerem um conhecimento já adquirido de seu comportamento, conhecimento do fenômeno que está sendo explicado além da natureza de sua unidade. Para analisar dados de séries temporais nas ciências sociais Wooldridge (2016) reconheceu que o passado pode afetar o futuro. As séries temporais possuem classificações como estacionária e não-estacionária, enquanto a primeira traduz dados ao longo do tempo, mas que no caso específico, desenvolvem-se aleatoriamente em torno de uma média, a segunda move-se livremente com ou sem deslocamento inicial.

Embora haja interesse em séries temporais estacionárias, como atestado por Gujarati [2011], os preços dos ativos como preço de ações ou taxas de câmbio, são não-estacionárias. Como o INDX que representa o valor dos ativos das empresas listadas na bolsa do ramo industrial varia sua média e variância, assim como as outras variáveis utilizadas, é classificada como série temporal não-estacionária. Para confirmar tal comportamento, testes de estacionariedade se fazem presente, mas em um contexto geral, aplica-los em conjunto para confirmar a estacionariedade da série é o ideal.

Além da característica não-estacionária, as variáveis econômicas majoritariamente estão sujeitas a sazonalidade. Clima, safras, datas festivas e período de férias, são alguns dos fatores extra econômicos que afetam as séries estudadas. No entanto, procedimentos de dessazonalização podem ser aplicados à série de tempo para que uma série sem sazonalidade possa ser relacionada. Ao traçar o gráfico de uma série temporal, pode obter-se uma vaga ideia de sua sazonalidade apesar que analisando-a visualmente, a sua tendência pode ser de difícil distinção.

2.1 Processo não-estacionário

As séries temporais quando classificadas como não-estacionária, podem ser interpretadas como variações das previsões de cada estimativa da série. A impossibilidade de interpretar e estimar todas as variações, torna a diferenciação da série com cada estimativa dela própria, um processo básico. Como atestado por Losso [2008], o caso mais comum é encontrar uma raiz unitária, de forma que basta a primeira diferença dessa série para estacionarizá-la, entretanto, mais diferenças poderão ser necessárias.

Cuidado é necessário ao se fazer uma correlação serial, onde suas séries de tempo são analisadas concomitantemente. Estudando as séries de tempo, é possível a obtenção de resultados significativos onde não existem, uma vez que uma análise pode resultar em alta significância estatística apesar de um coeficiente de determinação (R^2) baixo como explicado por Gujarati [2011]. O fenômeno da regressão espúria descoberto por Yule em 1926, averiguou que resultados problemáticos podem ser obtidos em três casos: quando se analisam séries de ordens diferentes; quando correlaciona-se séries de mesma ordem mas que possuem resíduos integrados; ou quando as séries de mesma ordem possuem resíduos estacionários; por outro lado, “quando analisa-se séries estacionárias, a regressão convencional aplica-se sem problemas” [LOSSO, 2008, p.96].

Muitos artigos e trabalhos encontrados na literatura cometem erros de análise das séries participantes de um modelo estocástico de séries temporais. Na literatura, poucos trabalhos analisam corretamente o comportamento dos resultados e aplicam com exatidão os processos estatísticos para obterem um resultado satisfatório e até mesmo correto.

2.2 Testes de estacionariedade

Tendo como modelo de estudo a série temporal abaixo:

$$Y_t = \rho * Y_{t-1} + \mu_t, \quad (2.1)$$

onde μ_t é um termo de ruído branco - ruído branco é uma série com média zero que causa interferência na série temporal. Tal interferência, classificada como erro, tem um espectro horizontal semelhante à luz branca, daí o nome. Com a observância de ρ , pode-se concluir que “se ρ é de fato 1, estamos diante do que é conhecido como problema da raiz unitária, isto é, uma situação de não-estacionariedade” [GUJARATI, 2011, p.640].

Para a verificação da estacionariedade de uma série temporal, recorre-se ao conceito de Raiz Unitária: se uma das séries apresenta raiz unitária, qualquer choque exógeno sofrido gera efeito permanente, as flutuações indicariam comportamentos não-transitórios e a trajetória de cada variável pode não convergir no longo prazo. Para analisar a existência de raiz unitária, pode-se utilizar de recursos de hipótese nula, no qual H_0 descreve-se como existência de raiz unitária [FONSCECA et al., 2008, p.9].

Ao afirmar que o conceito de estacionariedade é a principal ideia de que se deve ter para estimar uma série temporal, Losso [2008] atesta que apenas séries temporais estacionárias permitem proceder com as interferências do processo estocástico. Os testes de raiz unitária são de grande utilização no meio acadêmico por sua utilidade. Assim como atestado por Losso [2008] e Fonseca et. al [2008], vários autores e estudiosos propuseram modelos para se poder determinar se uma série possui ou não uma raiz unitária para assim,

provar sua estacionariedade. Vários testes são apresentados na literatura, alguns dos mais utilizados e de maior disseminação serão explicados com mais detalhes nos tópicos a seguir.

2.2.1 Teste de Dickey-Fuller

Guajarati [2011] explica o teste elaborado por David Dickey e Wayne Fuller em 1979, este teste pressupõe a manipulação do modelo auto regressivo de séries temporais, subtraindo Y_{t-1} de 2.1 em ambos os lados e obtém-se:

$$\Delta Y_t = \delta * Y_{t-1} + \mu_t, \quad (2.2)$$

onde $\delta = (\rho - 1)$.

Na prática, é estimado e testado o teste de hipótese H_0 em que $\delta = 0$. “Se $\delta = 0$, então $\rho = 1$, isto é, temos uma raiz unitária, o que significa que a série temporal em estudo é não-estacionária.”

O desafio torna-se evidente quando Y_{t-1} revela-se não ter uma distribuição normal e assintótica, tornando o teste t usual inconsistente. A alternativa desenvolvida por Dickey-Fuller mostra que o coeficiente angular estimado na regressão segue a estatística tau τ do Método de Monte Carlo que se baseia em simulações em grandes quantidades. De posse da tabela da estatística (τ), os valores críticos estimados do teste de Dickey-Fuller podem ser utilizados para o aceitar a hipótese nula H_0 de que o coeficiente angular $\tau = 0$, possuindo assim, apenas uma raiz.

2.2.2 Teste Dickey-Fuller Aumentado

Guajarati [2011] retorna ao modelo 2.2, onde vê-se a presença de μ_t , um termo de erro. O autor explica que o teste de Dickey-Fuller pressupõe um erro não-correlacionado. Para o caso de erros correlacionados, foi desenvolvido o teste de Dickey-Fuller aumentado. Tal método segue a mesma tendência assintótica do anterior, de modo que a mesma tabela de valores críticos τ -valor pode ser utilizada. Esta apenas terá seus valores alterados em caso da presença de intercepto e/ou de tendência. Os desenvolvedores do método, apresentaram a seguinte regressão:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (2.3)$$

Este aumento da equação possibilita a soma das defasagens da variável dependente ΔY_t o que torna o ruído branco não-correlacionado.

Um desafio faz-se na opção do número de defasagens a serem usadas no teste. O programa E-View 7 faz a escolha automaticamente. Há testes para saber a quantidade ideal de defasagens, mas com o objetivo de análise utilizando o programa, tais processos serão desconsiderados.

2.2.3 Teste Phillips-Perron

O teste de Phillips-Perron, conhecido na literatura por teste PP, tem como base o teste de Dickey-Fuller e é explicado por Rodrigo de Losso [2008]. Enquanto o segundo desconsidera erros correlacionados, o primeiro é mais abrangente nesse sentido. Fazendo uma adaptação ao modelo, o teste PP torna desnecessário um modelo com autoregressividades suficientes em número para remover os erros correlacionado. No caso da utilização do modelo PP para erros não-correlacionados, o termo de correção se desfaz e o modelo é retornado ao de Dickey-Fuller. A distribuição mantém a característica normal e assintótica do modelo. Assim, a estatística Z_α de Phillips-Perron se mantém a mesma da estatística $\tau = 0$. Tendo sucesso em introduzir a abordagem de erros correlacionados ao teste de raiz unitária, o teste PP se torna mais uma ferramenta para fazer o teste de hipótese H_0 no qual μ_t o coeficiente angular da série temporal é igual a 0, possuindo assim, apenas uma raiz.

2.2.4 Teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPPS)

Losso [2008] também explica a importância do teste introduzido por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin, conhecido por teste KPSS que é estabelecido por:

$$KPPS = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{T^2 * \hat{v}^2}, \quad (2.4)$$

onde \hat{v}^2 é a variância ao longo do tempo.

Uma diferença significativa ocorre nas hipóteses nulas deste teste. Enquanto nos testes anteriores a hipótese nula era a de $\delta = 0$, atestando um coeficiente angular nulo e conseqüentemente uma raiz unitária, no teste KPSS o teste é o seguinte:

H_0 : Série é estacionária.

Para entender a importância do teste KPSS, devemos primeiro analisar o conceito de potência do teste de raiz unitária. “A maioria dos testes do tipo Dickey-Fuller tem baixa potência; isto é, tente a aceitar hipótese nula da raiz unitária com mais frequência do que seria justificável” [GUJARATI, 2011, p.656]. Assim, a substituição da hipótese nula dos testes anteriores para a nova hipótese nula do teste KPPS, faz com que a suplementação deste para com aquele seja de vital importância na análise das séries temporais. Com o teste de variância da série, o modelo atesta sua estacionariedade, tornando este modelo um complemento essencial para as conclusões sobre a unidade da raiz.

2.2.5 Teste ERS

Como mencionado por Losso [2008], o teste KPPS foi desenvolvido por que os testes de Dickey e Fuller têm baixo poder. Este baixo poder mencionado ocorre quando o coeficiente linear tende a 1, mas se mantêm menor que 1. Ocorre então o erro tipo

II de hipótese nula. O erro tipo I da estatística ocorre quando é rejeitado a hipótese nula verdadeira. A chance deste tipo de erro ocorrer é o nível de significância escolhido. Enquanto o erro tipo II é quando a hipótese nula é falsa e não é rejeitada pelo teste aplicado. É possível reduzir a chance do erro tipo II aumentando a amostra ou se os termos determinísticos forem removidos.

Graham Elliot, Thomas Rothemberg e James Stock em 1992, elaboraram um procedimento relativamente simples para o expurgo dos termos determinísticos. Também conhecido como Teste Dickey-Fuller GLS (DF-GLS), ele consiste em minimizar a sequência diferenciando-a localmente assim encontrando $\hat{\delta}$ mínimo, ao fazê-lo o poder do teste será aumentado. Após o procedimento, segue-se com o teste Dickey-Fuller.

2.3 Critério de Informação de Akaike

O teste proposto por Hirotugu Akaike estima a qualidade do modelo estatístico. Fornecendo um meio para a escolha do modelo mais apropriado, o Critério de Informação de Akaike (AIC), gera parâmetros para escolha do melhor modelo explicativo dentre as várias diferenciações necessárias para obter-se estacionariedade das séries temporais. Burnham e Anderson [2002] explicam que em análises de dados os modelos paramétricos devem ser estimados e existem comumente, incertezas nas estimações. O método de Akaike [1974] não fornece uma hipótese nula para teste, apenas um valor de parâmetro estimado pelo modelo:

$$AIC = 2K - 2Ln(L_p), \quad (2.5)$$

onde K é o número variáveis explicativas do modelo e L_p é o valor máximo da função de verossimilhança.

O programa E-Views também disponibiliza o teste AIC para avaliar a qualidade das defasagens necessárias para os testes de estacionariedade uma vez que uma quantidade crescente de variáveis reduz a qualidade do modelo. Assim, estes são processos estocástico biológicos, e constantemente aparecem com consideráveis níveis de incerteza [ANDERSON e BURNHAM, 2004].

2.4 Cointegração de Johansen

A cointegração das séries é importante para os trabalhos com variáveis econômicas, pois permite uma análise da relação de longo prazo entre as séries envolvidas. O teste desenvolvido por Soren Johansen [1991] permite quantificar essa relação testando a cointegração das séries temporais. A representação em VAR proposta pelo Teste de Cointegração de Johansen estuda a combinação linear entre as séries dispostas.

Uma vez determinada a defasagem adequada com os testes de estacionariedade e comprovada como melhor defasagem com auxílio do teste AIC, o VAR utilizado pelo

Teste de Johansen terá resíduos estacionários. O teste possui de dois métodos para testar a presença de cointegração entre as séries, o teste de traço e de valor máximo:

$$J_{traço} = -T * \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (2.6)$$

e

$$J_{max} = -T * \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}). \quad (2.7)$$

Os valores críticos do modelo foram propostos por Johansen em 1995 e o teste de traço se provou mais robusto que o do valor máximo. Assim, para o teste, rejeitar H_0 significa que há n vetores de integração, por outro lado, não rejeitar a hipótese nula significa que não há integração entre as séries de tempo [LOSSO, 2008].

2.5 Modelo VAR

Os modelos econômicos são comumente representados por séries temporais. Eles representam a variação de um número, muitas vezes, indeterminados de variáveis. O uso de modelos univariados é limitado quando se trata de análises econômicas, portanto sua expressão por diversas variáveis é o indicado. O VAR trata-se de um método multivariado, isto é, que associa mais de uma série temporal na efetivação de previsão econômica afirmou Fonseca et. al [2008].

“O termo auto-regressivo se deve ao aparecimento do valor defasado da variável dependente no lado direito e o termo vetorial se deve ao fato de estarmos tratando de um vetor de duas (ou mais) variáveis” [GUJARATI, 2011, p.682]. De modo geral, um modelo macroeconômico ou microeconômico pode ser expressado por um modelo auto-regressivo de ordem ρ representado por uma matriz A que possui n variáveis endógenas:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^{\rho} B_i * X_{(t-1)} + B\varepsilon_t, \quad (2.8)$$

onde B_0 é o vetor dos termos do intercepto, $B_i * X_{t-1}$ é uma matriz que relaciona os valores defasados das variáveis endógenas e $B * \varepsilon_t$ representa um vetor de perturbações não correlacionadas.

As variáveis endógenas escolhidas para o modelo no intuito de explicar um fenômeno econômico, são, como atestado pode Losso [2008, p.196] "individualmente correlacionadas aos erros", isso por que as variáveis no tempo t_0 são dependentes uma das outras. Uma análise rápida a respeito das variáveis escolhidas para estudo, faz-se importante na correlação entre o lucro de uma empresa quando este impacta fortemente em um sentimento positivo em relação a entidade.

O modelo VAR foi elaborado para expurgar os problemas advindos da correlação entre as variáveis endógenas comuns em modelos econômicos objetivando a projeção da

possível trajetória da variável resposta X . Diferentemente dos modelos univariados, que se preocupam fundamentalmente com aspectos de previsão, o VAR busca responder qual a trajetória da série, estimando a influência de uma série em outra através do seu efeito de choque.

A escolha da ordem ρ para utilização em modelos VAR é uma tarefa difícil. O grau da defasagem necessário para obter resíduos brancos em todas as variáveis endógenas podem variar do primeiro a quantos forem necessários. O tamanho amostral, para comparabilidade da informação, deve ser mantido constante, logo, o tamanho comum da amostra removendo-se as defasagens será de $T - \rho_{máx}$ [LOSSO, 2008]. Um $\rho_{máx}$ muito grande impactará em erros expressivos.

3 VARIÁVEIS DE ESTUDO

As variáveis responsáveis pelo modelo são classificadas quanto a sua origem. Supondo uma variável cujos valores são obtidos externos ao modelo sua classificação é de variável exógenas. Três delas foram obtidas e serão ajustadas para elaboração do modelo, o faturamento real da indústria de transformação, o índice de confiança no empresário industrial e a confiança no presidente. Por outro lado, a variável endógena que terá uma tentativa de explicação do seu comportamento elaborada pelo modelo, será o Índice do Setor Industrial. A equação que será testada e apresenta uma chance de explicar as variações do mercado representadas pelo *INDX*, a partir de variáveis de expectativa e sentimento, e que melhor o explica quanto a suas características, natureza e magnitude é:

$$INDX = FatInd + ICEI + CP, \quad (3.1)$$

onde *FatInd* é o Faturamento Industrial.

Variáveis econométricas são de comportamento bastante amplo e de tendências imprevisíveis o que, muitas vezes, requer preparação de cada uma delas. Testes para adequação ao modelo VAR serão efetuados em ordem de importância e à medida que se fizerem necessários.

3.1 **FatInd**

A pesquisa cujo objeto é o faturamento da indústria foi elaborada pela CNI e é de grande importância para a análise de curto prazo da evolução da indústria brasileira de transformação. Realizada mensalmente através de questionário não houve a necessidade de qualquer reestruturação da série histórica para geração do modelo estatístico pelo software E-View 7, uma vez que a periodicidade do índice é a mesma do modelo projetado.

Como divulgado pelo encarte para divulgação metodológica emitido pela própria CNI, houve troca de processo de elaboração deste índice de base fixa de faturamento a partir de 2006, apesar de ser modificado em um período anterior ao escopo do trabalho, vale ressaltar que “a revisão metodológica não afetou a definição das variáveis, o que permitiu retroagir as novas séries até 2003” [CNI, 2018], assim, os dados podem e serão utilizados como obtidos. O procedimento de deflação é efetuado pela própria CNI. Utilizando como denominador o Índice de Preços por Atacado (IPA-OG) para o setor da atividade industrial elaborado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV).

A pesquisa enquadra unidades locais que são representadas por espaços físicos onde atividades econômicas são desenvolvidas cuja atividade enquadra-se como atividade industrial de acordo com a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE 2.0). A pesquisa “abrange 12 estados – Amazonas, Bahia, Ceará, Pernambuco, Goiás, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande

do Sul – que respondem por 93,9% do PIB industrial do Brasil e por mais de 90% do total das variáveis investigadas” [CNI, 2018]. Na base de cálculo do índice de Faturamento elaborado pela CNI, estão “incluídos os valores sem IPI relativos às saídas para o próprio estado, às saídas para outros estados e às saídas para o exterior, obtidos por meio da Guia de Informação e Apuração do ICMS.” [CNI, 2018] Para aperfeiçoamento da base de cálculo são excluídas as transferências entre unidades da mesma empresa, as receitas provenientes da prestação de serviços, as alienações de ativos e as revendas de matérias-primas. Assim apenas receitas de competência da indústria de transformação é computada.

3.2 Índice de Confiança do Empresário Industrial (ICEI)

“O ICEI auxilia na previsão do produto industrial e, por conseguinte, do PIB brasileiro, visto que empresários confiantes tendem a aumentar o investimento e a produção para atender o esperado crescimento na demanda”. [CNI, 2018] A sondagem abrange todo o território nacional e engloba empresas de grande, médio e pequeno porte com mais de 10 funcionários de todos os ramos industriais. Para melhor abrangência, caso um mesmo endereço possua dois Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ) distintos, será considerado como duas entidades.

O ICEI elabora questionário mensalmente, para empresas enquadradas pelo CNAE 2.0 sendo indústrias extrativas de transformação e construção. Às perguntas, sobre a expectativa do empresário do ramo industrial, são atribuídos pesos para cada resposta possível, de “Pioraram Muito” ate “Melhoraram Muito”. Assim, um índice final é calculado pela média do valor final das perguntas. Uma das perguntas aplicadas a título de exemplificação do estudo é: Qual a sua expectativa para os próximos seis meses com relação à economia brasileira?

3.3 Confiança no Presidente

Com um foco especial para esta variável exógena, a pesquisa da qual pertence é realizada pelo CNI em parceria com o IBOPE e avalia a opinião pública a respeito da administração federal, revelando assim, a imagem do presidente da república. Como divulgado pelo sitio eletrônico da própria confederação, abrange todo o território nacional. São habilitados para enquete todos os eleitores com 16 anos ou mais que são escolhidos nas unidades federativas pela Probabilidade Proporcional ao Tamanho (PPT). O índice de confiança estimado é de 95% com margem de erro de 2 pontos percentuais para mais ou para menos.

A pesquisa é dividida em três grandes blocos, mas apenas um compete ao escopo avaliativo do modelo a ser elaborado: Avaliação do Governo. Ela é realizada por entrevistadores experientes e devidamente credenciados 2002 entrevistas durante cinco dias

corridos. Como esse índice é sobre uma pesquisa efetuada a cada três meses, assim um trato da periodicidade O tópico intitulado “Confiança no Presidente” possui três possíveis respostas: Confia; não confia; e Não sabe/Não respondeu. Como a terceira possui pouca materialidade e a primeira é antagônica à segunda, possuindo valores complementares em percentuais. Será analisado apenas a resposta “Confia”.

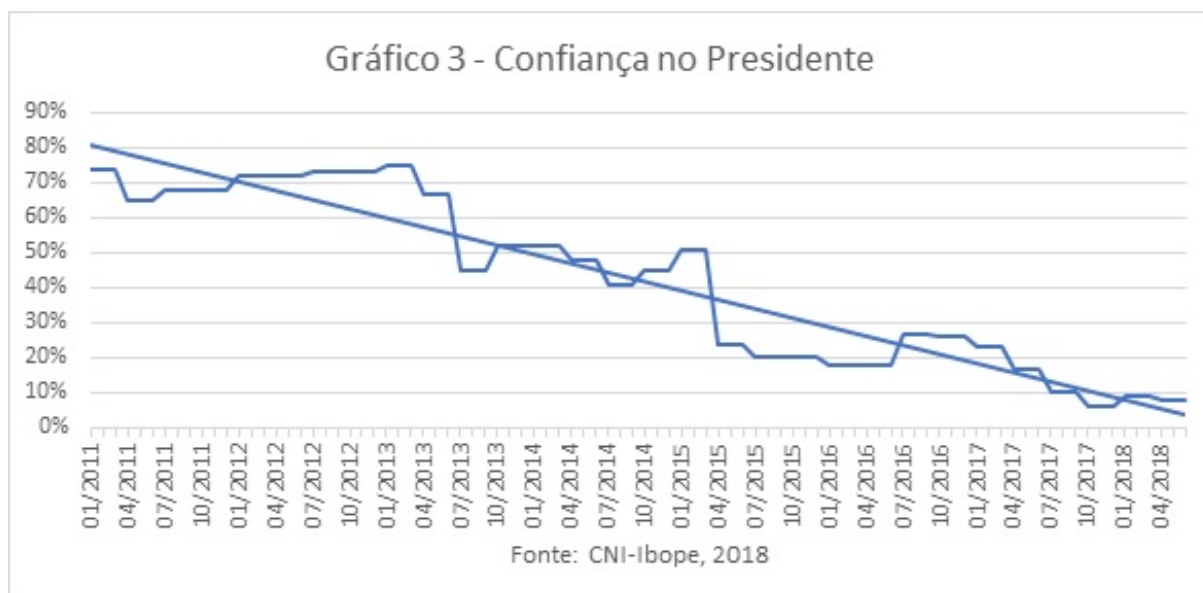


Figura 3 – Gráfico Tempo x Confiança no Presidente.

Com um visível e acentuado declínio, os dados obtidos pela pesquisa sobre a confiança na pessoa do presidente serão analisados e utilizados com o intuito de obter-se como resposta um modelo para previsibilidade e correlação da variável de mercado foco deste estudo, o INDX. Espera-se que em um território com pouca confiança atribuída ao seu governante, tenha pouca expectativa de melhoria no cenário econômico, partindo do pressuposto que um governante pouco confiável gere incerteza, que por sua vez gera risco, risco este traduzido em resistência ao investimento por parte dos administradores de empresas.

3.4 Índice do Setor Industrial

Com a padronização dos índices, a Bm&fBovespa, antiga B3, em 2014, passou a utilizar os mesmos procedimentos para elaboração do Ibovespa em todos os outros índices. Em parceria com o FIESP, a B3 divulga diariamente o INDX, índice de retorno total medidor do desempenho do setor industrial. O trato da periodicidade se fará por média mensal e adequação aos das outras variáveis. “É um indicador que procura refletir não apenas as variações nos preços dos ativos integrantes do índice no tempo, mas também o impacto que a distribuição de proventos por parte das companhias emissoras desses ativos teria no retorno do índice.” [B3, 2018] Assim, com o intuito de melhor representação dos

ativos representados pelo índice, são incorporados a ele os impactos de dividendos, dos juros sobre capital próprio, de ativos recebidos entre outros.

Sua carteira, composição, é representada pelas ações de empresas listadas na B3 com mais representativas da indústria, excluídas aquelas definidas pelo manual de procedimentos elaborado e divulgado pela própria Brasil Bolsa Balcão em seu sítio eletrônico. Os critérios de inclusão à carteira são o de estar com ativos listados a pelo menos um ano, de não ter ação com valor inferior a 1 real (Penny Stock), de ser negociado em 95% dos pregões realizados no último ano e de pertencer ao setor industrial compreendido por materiais básicos, bens industriais, consumo cíclico, consumo não cíclico, tecnologia da informação e saúde.

4 METODOLOGIA E RESULTADOS

As séries temporais estão suscetíveis a diversos tipos de imperfeições, isto é, podem apresentar interrupções na série devido à falta parcial de dados ou dados que não representem a realidade da série, como ruídos. No entanto, para que as previsões possam obter resultados satisfatórios, é preciso que estas imperfeições sejam tratadas durante a preparação ou pré-processamento dos dados. [TEIXEIRA, 2014, p.6].

Inicialmente houve a mineração de dados dos bancos de séries históricas dos sites da B3 e da CNI de um período retroativo a 2011, data escolhida pela troca de poderes do cargo da presidência. Um período maior é necessário para melhorar as chances de o modelo explicar com significância a variável endógena, assim, 90 observações, referente a 90 meses do período de 1º de janeiro de 2011 até 30 de junho de 2018 foram utilizadas. Como apresentavam periodicidades diferentes: diário, mensal e trimestral; a base escolhida para menor impacto temporal foi a intermediária mensal. Seguindo instrução do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), foram utilizadas então, duas técnicas de mudança de periodicidade, a primeira aplicada ao INDX foi a de média aritmética dos valores da série no período selecionado, que transformou a série diária em mensal; a segunda foi a fim de período na qual última observação da série no período selecionado é válida para todo ele, transformando assim, uma mensuração trimestral em três mensais de mesmo valor.

A segunda etapa da adequação dos dados foi a de mudança de base. O software utilizado E-Views não trabalha com casas decimais, logo uma multiplicação por múltiplos de 10 para adequação foi feita. O terceiro passo do tratamento dos dados foi a logaritimização na qual foi calculado o logaritmo natural da série com o objetivo de suavização.

4.1 Sazonalidade

Ao observar o gráfico de séries macroeconômicas na qual muitas variáveis exógenas não estudadas exercem efeito, o efeito de sazonalidade é observado. Com o auxílio do E-Views, foram analisadas as sazonalidades das quatro variáveis estudadas. Com a projeção em gráfico, foi possível visualizar efeito sazonal nas variáveis INDX e FatInd, por isso foram dessazonalizadas utilizando o filtro census-12 contido no próprio software.

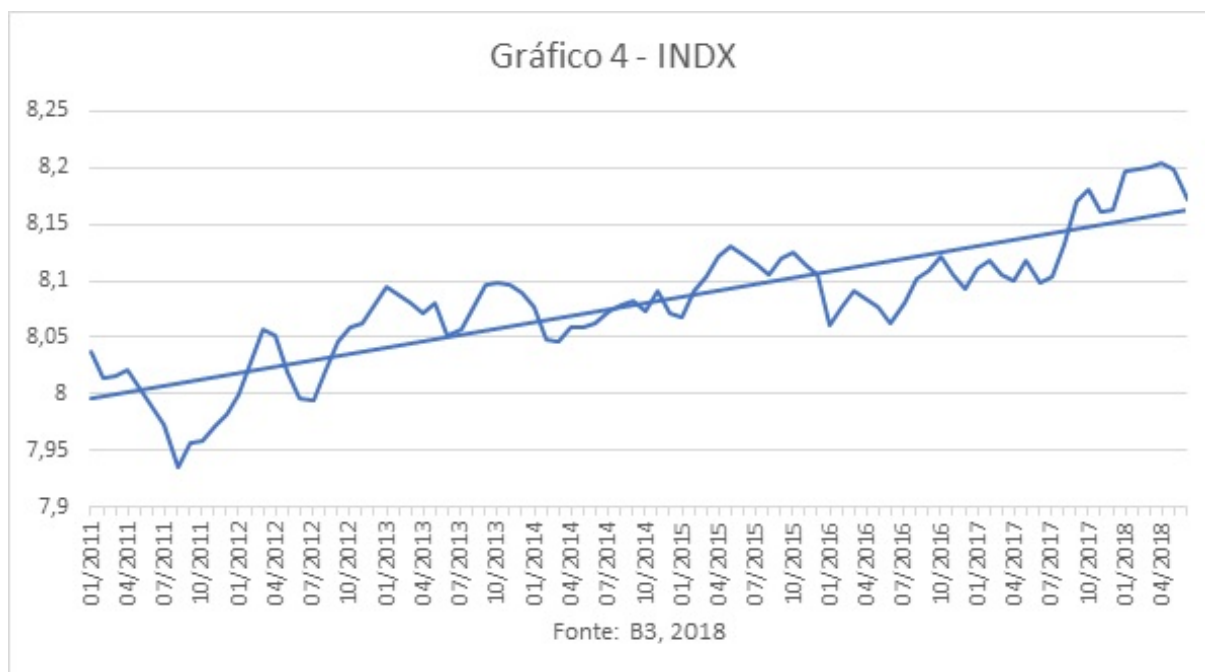


Figura 4 – Gráfico Tempo x IDNX.

A título de exemplificação, ao observar o gráfico sazonalizado do INDX fica evidente um comportamento de vale no período médio de cada ano. Assim, a aplicação do filtro se fez necessária.

4.2 Estacionariedade

Aplicado o filtro de dessazonalização das séries, o próximo passo para comprovação é o da estacionariedade das séries históricas, da base de dados escolhidas.

A maioria das variáveis econômicas que exibe forte tendência no tempo são não-estacionárias. Como a maioria dos procedimentos de análise estatística de séries temporais supõe que estas sejam estacionárias, se faz necessário transformá-las caso ainda não sejam. A transformação mais comum consiste em tomar diferenças sucessivas da série original até obter uma série estacionária[FONSCECA et al., 2008, p.9].

Para comprová-la, foram aplicados os testes de raiz unitária. Cada variável, tanto endógena quanto exógenas, foram submetidas aos testes de Dickey-Fuller Aumentado, ao teste ERS, ao teste Phillip-Perron e também ao teste de KPPS, em sua série original assim como em suas diferenciações. Para os três primeiros, vale lembrar que a hipótese nula é:

H_0 : Possui raiz unitária;

Ao rejeitá-la, atesta-se a inexistência de coeficiente angular igual à zero, assim, sua estacionariedade. Outro método de apresenta ao se analisar o teste KPPS, lembrando que sua grande importância é na diferenciação da hipótese nula, na qual:

H_0 : Série é estacionária;

4.3 Variável Endógena

Os testes aplicados à variável endógena foram todos os citados acima. A série temporal INDX teve iniciado os testes de estacionariedade com o teste Dickey-Fuller Aumentado. O software E-Views produziu um P-Valor a partir da série de 0,0225 em que estando abaixo de 0,05 rejeita-se H_0 . O primeiro teste então, comprovou a estacionariedade. O próximo teste feito foi o ERS, que o software nomeia de Dickey-Fuller Generalize Last Square (GLS). Este apresentou T-Crítico de 3,0684. Com a estatística T de 3,443, atestou-se H_1 : Não tem raiz unitária, comprovando também, a estacionariedade.

O teste de Phillip-Peron aceitou H_0 e com a existência da raiz unitária, comprova-se a não estacionariedade. Apesar de o teste apresentar uma resposta com pouca utilidade para o objetivo deste estudo, uma ferramenta de diferenciação se apresenta para que um segundo teste possa ser feito. Diferenciando-a à primeira ordem, conseqüentemente removendo sua tendência, P-Valor apresenta-se significativo menor que 0,05, comprovando assim, a estacionariedade. No teste KPPS, a estatística T foi de 0,09 enquanto o T-Crítico é o intervalo de mais ou menos 0,146, lembrando que H_0 : Série é estacionária, tal hipótese foi comprovada.

Dos quatro testes, três atestaram sua estacionariedade e o quarto apenas sobre a série diferenciada, uma análise das qualidades dos testes assim como pela maioria, pôde-se comprovar a estacionariedade da série temporal representativa do mercado financeiro INDX. Ela move-se com comportamento inalterado no tempo, em torno de uma média, tornando possível o prosseguimento dos trabalhos.

4.4 Variáveis Exógenas

As variáveis obtidas por questionários, representativas das expectativas dos empresários e da população em geral, que foram mineiradas para se tornarem uma tentativa de explicação do mercado de capitais, foram submetidas aos mesmos testes de estacionariedade de séries temporais que a variável endógena.

A Confiança no presidente apresentou em sua forma não-diferenciada, não-significância para o teste de Dickey-Fuller aumentado, necessitando do mesmo procedimento de diferenciação utilizado para o teste de Phillip-Perron (PP) da variável INDX. Posteriormente a significância da estatística T foi comprovada como inferior à 5% para a diferença de primeira ordem da série temporal, atestando a estacionariedade da série diferenciada. O

mesmo procedimento para o teste ERS, que também aceitou H_0 , mas que em sua primeira diferença, atestou a estacionariedade. O teste PP também necessitou da diferenciação em primeira ordem para que o teste fosse significativo para P-Valor menor que 5%. Com a primeira diferenciação, atestou-se a estacionariedade. O mesmo com o teste KPPS.

A análise da variável exógena da Confiança no Presidente obtida em questionário aplicado aleatoriamente em toda população votante brasileira, apresentou estacionariedade apenas em sua diferenciação de primeira ordem. Com vista dos resultados apresentados pelos testes de estacionariedade, utilizaremos a série diferenciada em primeira ordem que se comprovou estacionária da variável Confiança no Presidente.

O faturamento das empresas questionadas pelo CNI que geraram as séries temporais utilizadas na tentativa criação de um modelo de previsão pra o INDX, variável de mercado macroeconômica, apresentou estacionariedade na primeira diferença nos testes de Dickey-Fuller Aumentado, no teste ERS e no teste KPPS. Por outro lado, o teste PP revelou significância para o P-Valor de 0,04 na série sem diferenciação, tal resultado rejeita H_0 : Possui raiz unitária, atestando a estacionariedade da série.

O ICEI, Índice de Confiança do Empresário Industrial, é uma série produzida por questionário enviado a empresas do ramo industrial para averiguar a tendência de crescimento do setor. O vale no gráfico representa o sentimento de pessimismo com o setor industrial perante a crise econômica e política vivida no Brasil durante o período.

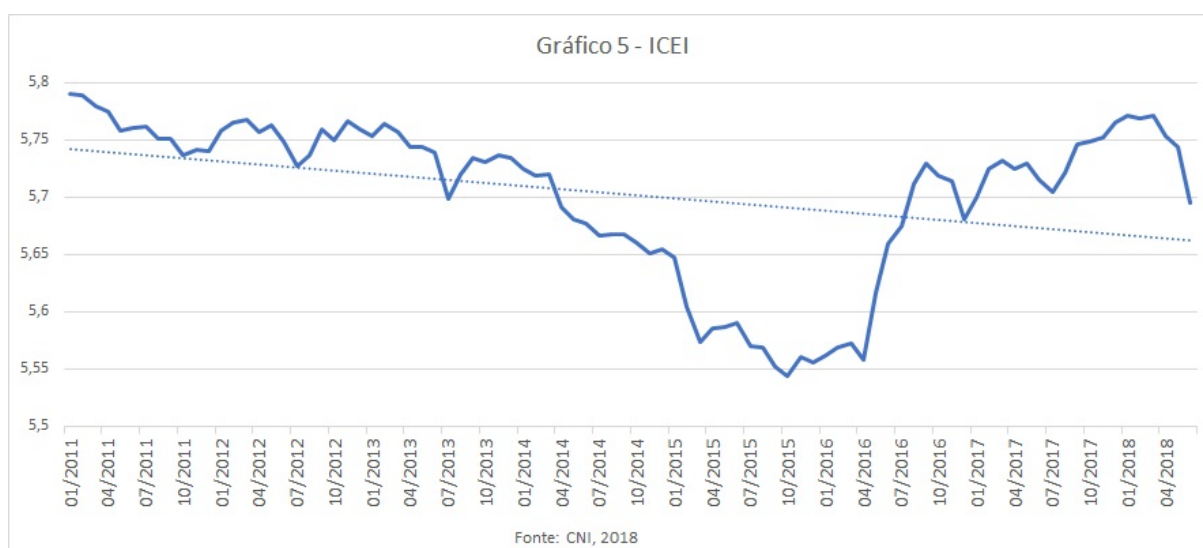


Figura 5 – Gráfico Tempo x ICEI.

O primeiro teste aplicado à variável foi o teste do Dickey-Fuller Aumentado (ADF) que encontrou raiz unitária atestando a não estacionariedade. Assim, foi necessário diferenciar a série temporal para um segundo teste. O teste ADF aplicado sobre a série com primeira diferença rejeitou H_0 , concluindo sua estacionariedade. O teste ERS também não atestou raiz única na primeira diferença da série, assim como o teste PP. O teste

KPPS na qual a hipótese nula é cambiada para H_0 : \hat{E} estacionária obteve estatística T (0,157) dentro do intervalo de significância de 0,463 apenas na primeira diferença.

Analisando todas as variáveis em conjunto, foi possível observar que em todos os casos a melhor diferenciação observada foi a de primeira ordem. A partir dos resultados dos quatro testes, obteve-se as mesmas conclusões para as três variáveis explicativas, estacionariedade para $i(1)$, a primeira diferenciação.

4.5 Testes AIC

O teste proposto por Akaike [1974] vêm solidificar a escolha da primeira defasagem a partir da comprovação da qualidade da defasagem escolhida. O software E-Views elabora uma planilha e marca a defasagem com melhor qualidade e comprova então a qualidade do modelo à primeira defasagem.

Tabela 1 – Teste AIC.

Defasagem	ln(L)	AIC
0	473.1708	-11.58446
1	498.7038	-11.81985*
2	514.6912	-11.81954
3	520.4308	-11.56619
4	529.0244	-11.38332

Fonte: Autor.

4.6 Teste de Cointegração de Johansen

Para que não exista cointegração e conseqüentemente não haja relação entre as séries temporais a longo prazo, a hipótese nula deve ser rejeitada. Assim, os valores dos testes não devem pertencer ao intervalo significativo de 5% para que as séries sejam não cointegradas. Seguem abaixo:

Tabela 2 – Teste Johansen (Traço).

Número de Cointegrações	Eigenvalue	Estatística do traço	Valor crítico a 5%	Probabilidade
Nenhuma	0.184468	33.62076	47.85613	0.5226
Pelo menos 1	0.091749	15.67624	29.79707	0.7348
Pelo menos 2	0.078149	7.207565	15.49471	0.5537

Fonte: Autor.

Como pode-se observar, a hipótese de existência de vetores cointegrados nas séries temporais foi rejeitado por estarem, nos dois casos, fora do intervalo de não rejeição da

Tabela 3 – Teste de Johansen (Valor Máximo).

Número de Cointegrações	Eigenvalue	Estatística do valor máximo	Valor crítico a 5%	Probabilidade
Nenhuma	0.184468	17.94452	27.58434	0.4998
Pelo menos 1	0.091749	8.468676	21.13162	0.8728
Pelo menos 2	0.078149	7.160718	14.26460	0.4703

Fonte: Autor.

hipótese nula e conseqüentemente comprovando a independência das séries temporais analisadas.

4.7 Modelo VAR

Estimar o modelo VAR é o procedimento final para averiguar se existe significância nos impactos das variáveis independentes na variável dependente, que representa o mercado brasileiro -INDX. A equação testada pelo software é a seguinte:

$$INDX = FatInd(-1) + ICEI(-1) + CP(-1), \quad (4.1)$$

onde $FatInd(-1)$ é o faturamento, $ICEI(-1)$ é o índice de confiança do empresário industrial e $CP(-1)$ é a confiança no Presidente. Todas as variáveis foram defasadas à primeira diferença, diferença essa, que foi a designada como defasagem mais apropriada pelo teste de AIC.

Ao inserir os dados no software E-Views, a seguinte planilha de resultados aparece como resposta:

Tabela 4 – Teste VAR.

	Estimativas	D(LOGINDX)
D (INDX (-1))	Estimativa	0.308902
	Resíduo	(0.11195)
	Estatística T	[2.75926]
D (CP (-1))	Estimativa	-0.017930
	Resíduo	(0.02941)
	Estatística T	[-0.60972]
D (FatInd (-1))	Estimativa	0.091101
	Resíduo	(0.11635)
	Estatística T	[0.78301]
D (ICEI (-1))	Estimativa	0.049171
	Resíduo	(0.11714)
	Estatística T	[0.41975]
C	Estimativa	0.003838
	Resíduo	(0.00429)
	Estatística T	[0.89511]

Fonte: Autor.

Observando a estatística T provida pelo modelo para atestar a significância de cada relação entre as variáveis, é possível concluir que a significância das interações entre a variável explicada com as explicativas em primeira diferença é não significativa. Para o caso apresentado, o valor crítico de T corresponde a 1,96, que é o valor referente à tabela T-Student para 87 observações, onde:

H_0 : Não Significativo; e

H_1 : Significativo;

Assim, valores abaixo de 1,96 são não significativas porque as estatísticas T para as representações de todas as variáveis, estão no intervalo de não significância da hipótese nula. Para a Confiança no Presidente o valor da estatística T foi de -0,61, para o Faturamento das Empresas Industriais foi de 0,78 e para o Índice de Confiança do Empresário Industrial, o valor da estatística T foi de 0,42. A projeção do modelo VAR também gera valores críticos para a variável independente C que representa o fator intercepto, e que as variáveis não exercem influência. Para o valor crítico do intercepto, também não significativo, o software alcançou o valor de 0,98.

Como uma tentativa de modelo de previsão do comportamento do mercado de capitais, o modelo exerceu seu papel. Apesar disso, o modelo se provou insignificante diante da complexidade dos fatores que exercem influência aos índices de mercado.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho iniciou-se com a escolha das variáveis de expectativa que pressupôs-se ter influência no mercado de capitais, assim como o afirmado por Da Silva Júnior et. Al ao ditar que o bom andamento das atividades econômicas e do mercado de ações deve-se às políticas econômicas adotadas pelo legislativo. Assim, tentou-se elaborar um modelo de previsão do mercado de capitais através da influência das variáveis escolhidas no índice representativo do setor industrial. Utilizando o modelo VAR, assim como todos os testes necessários para confirmar sua correta utilização, o processo de refino das variáveis até se tornar possível seu uso para formação do modelo de projeção econômicas através da metodologia apresenta se mostrou desafiadora. A metodologia apresentada (modelo VAR) é grandemente difundida quando os objetos de estudo são variáveis macroeconômicas.

Com os dados apropriados, foram concluídos os testes de estacionariedade além do teste AIC para comprovar a defasagem adequada para trato no modelo de Vetores Auto Regressivos. O teste de cointegração permitiu a continuidade do processo para finalmente aplicabilidade do modelo VAR. Mesmo com uma metodologia sólida, não foi possível obter significância para relacionar as variáveis macroeconômicas em um modelo relevante.

A dificuldade em projetar e prever um modelo macroeconômico já foi desafio de vários trabalhos e estudos na literatura acadêmica. Paulo Costa e Tara Baidya [2001] analisaram, estudaram e testaram a dependência entre ações da bolsa de valores e seus retornos sobre investimento e concluíram que ao tentar modelar a dependência de suas variáveis, os resíduos foram sempre não normais e ao tentarem contornar o problema, tentaram outros modelo e os outros dois modelos analisados tiveram ajuste pior; como eles são muito utilizados pelas instituições financeiras para modelagem de volatilidade, seria interessante verificar até que ponto suas previsões diferem das do melhor modelo. Ao obterem seus resultados, a dupla propôs aplicação de outros modelos para análise das ações do mercado de capitais.

Paixão, Fonseca e Maria [2008] utilizaram o modelo VAR para obter uma previsão da produção de etanol brasileiro a partir de variáveis exógenas como PIB, taxa de juros, câmbio e preço do etanol ao final da elaboração do modelo, observou-se o efeito de choques sobre a mesma considerando os efeitos simultâneos de todas as variáveis incluídas no sistema, impossibilitando a criação do modelo completo. Foi também utilizado o modelo VAR por Júlio César, Gabrielito Menezes e Rodrigo Fernandez [2011] quando objetivaram verificar as relações entre o mercado acionário, representado pelo Ibovespa, e algumas variáveis macroeconômicas, sendo estas, o PIB, taxa de juros, câmbio e IGP-M . E concluíram que o mercado de ações não é uma boa ferramenta para prever a economia do país.

Outro estudo a respeito da influência de variáveis econômicas no mercado, nele

representado pelo Ibovespa, foi feito por Babajara Júnior e Fábio Scherma [2005]. Sua publicação teve a proposta de verificar as relações de influência e casualidade entre séries temporais e concluíram, a partir de modelos de auto regressão vetorial (VAR), que “os resultados obtidos para as VDC (decomposição de variância) mostraram não significativos. Uma das explicações para esse resultado foi que a influência de uma variável em outra é diretamente proporcional ao seu impacto na primeira, assim, aplicando esta conclusão ao modelo de estudo deste trabalho, Júnior e Scherma [2010] concluíram que uma variável pode impactar na outra, embora todos os resultados tenham revelado níveis de influência irrelevantes.

Como pôde-se concluir, os modelos econométricos são de difícil previsão quando tratam de variáveis de mercado. A variação do mercado de capitais, mesmo que restringida apenas ao campo de atuação de empresas industriais, quantificada através do INDX, é de extrema volatilidade e imprevisibilidade. Esta monografia teve êxito em testar uma hipótese de previsão do mercado de capitais através de variáveis de expectativa e confiança no Presidente, variáveis estas que impactam nas políticas de investimento das empresas. A hipótese do impacto de uma variável na outra é confirmado por Fabiana Nogueira [2016] quando dita que as expectativas empresariais são fundamentais para definição do nível de investimento na economia. É reconhecido que a forma como um país é governado produz efeito no ambiente macroeconômico. Dessa forma, é esperado que exista uma relação entre as expectativas dos empresários e a maneira como um país é governado. Apesar de não significativo, a metodologia aplicada assim como a hipótese testada geram precedentes e base teórica para que outros testes e modelos possam ser estudados.

REFERÊNCIAS

- [AKAIKE, 1974] AKAIKE, H. (1974). A new look at the statistical model identification. In *Selected Papers of Hirotugu Akaike*, pages 215–222. Springer.
- [ANDERSON e BURNHAM, 2004] ANDERSON, D. and BURNHAM, K. (2004). Model selection and multi-model inference. *Second*. NY: Springer-Verlag, page 63.
- [B3, 2019] Brasil bolsa balcão. <http://www.b3.com.br>. Acessado: 7 de setembro de 2019.
- [BRESSAN, 2004] BRESSAN, A. A. (2004). Tomada de decisão em futuros agropecuários com modelos de previsão de séries temporais. *RAE-eletrônica*, 3(1):1–20.
- [CNI, 2019] Confederação nacional da indústria. <http://www.portalaction.com.br/series-temporais>. Acessado: 7 de setembro de 2019.
- [COSTA e BAIDYA, 2001] COSTA, P. H. S. and BAIDYA, T. K. N. (2001). Propriedades estatísticas das séries de retornos das principais ações brasileiras. *Pesquisa Operacional*, 21(1):61–87.
- [DA SILVA JUNIOR et al., 2011] DA SILVA JUNIOR, J. C. A., MENEZES, G., and FERNANDEZ, R. N. (2011). Uma análise var das relações entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas para o brasil. *Economia e Desenvolvimento*, (23).
- [DWECK e TEIXEIRA, 2017] DWECK, E. and TEIXEIRA, R. A. (2017). A política fiscal do governo dilma e a crise econômica. *Campinas: IE/Unicamp*. Disponível em: <http://www.eco.unicamp.br/docprod/downarq.php>.
- [FONSCECA et al., 2008] FONSCECA, M. B., PAIXÃO, M. C., and MAIA, S. F. (2008). Previsão de produção do etanol brasileiro para exportação: uma aplicação de vetores auto-regressivos (var). Technical report.
- [GIACOMEL, 2016] GIACOMEL, F. d. S. (2016). Um método algorítmico para operações na bolsa de valores baseado em ensembles de redes neurais para modelar e prever os movimentos dos mercados de ações.
- [GUJARATI, 2011] GUJARATI, D. N. (2011). *Econometrics by example/Damodar Gujarati*. Number 330.015195 G84.
- [JÚNIOR e SCHERMA, 2010] JÚNIOR, T. P. and SCHERMA, F. R. (2010). Um estudo da influência entre o dólar e o ibovespa no período 1999–2003. *GESTÃO. Org-Revista Eletrônica de Gestão Organizacional*, 3(1).
- [JOHANSEN, 1991] JOHANSEN, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, pages 1551–1580.
- [LOSSO, 2008] LOSSO, R. d. (2008). *Econometria de Séries Temporais*.
- [NOGUEIRA, 2016] NOGUEIRA, F. d. S. L. (2016). Ambiente político e as expectativas empresariais: Evidências empíricas para uma economia em desenvolvimento. Master’s thesis, Universidade Candido Mendes.

- [SERRANO, 2014] SERRANO, F. (2014). *Demanda agregada e a desaceleração do crescimento econômico brasileiro de 2011*. PhD thesis, Universidade Federal de Rio de Janeiro, Brasil.
- [SKOVSMOSE, 2001] SKOVSMOSE, O. (2001). *Educação matemática crítica: a questão da democracia*. Papirus editora.
- [TEIXEIRA, 2014] TEIXEIRA, P. M. (2014). *Uso de Técnicas de Mudança de Periodicidade de Séries Temporais para Previsão da Temperatura de Superfície do Mar do Oceano Atlântico*. PhD thesis, Dissertação (Mestrado), Centro Federal de Educação Tecnológica Celso Suckow
- [WOOLDRIDGE, 2006] WOOLDRIDGE, J. M. (2006). *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. Pioneira Thomson Learning.
- [YULE, 1926] YULE, G. U. (1926). Why do we sometimes get nonsense-correlations between time-series?—a study in sampling and the nature of time-series. *Journal of the royal statistical society*, 89(1):1–63.

APÊNDICE A – Teste AIC

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: D(LOGINDX) D(LOGGCP) D(LOGFAT_SA) D(LOGICEI)

Exogenous variables: C

Date: 11/02/18 Time: 16:35

Sample: 2011M01 2018M06

Included observations: 81

Lag	LogL	LR	FPE
0	473.1708	NA	1.09e-10
1	498.7038	47.91378	8.65e-11*
2	514.6912	28.42212*	8.68e-11
3	520.4308	9.636843	1.13e-10
4	529.0244	13.57996	1.37e-10
5	533.5576	6.715955	1.86e-10
6	543.3224	13.50197	2.25e-10
7	554.8065	14.74496	2.64e-10
8	563.8384	10.70446	3.36e-10

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

APÊNDICE B – Teste Johansen

Date: 11/02/18 Time: 16:42
 Sample (adjusted): 2011M03 2018M06
 Included observations: 88 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LOGINDX LOGCP LOGFAT_SA LOGICEI
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value
None	0.184468	33.62076	47.85613
At most 1	0.091749	15.67624	29.79707
At most 2	0.078149	7.207565	15.49471
At most 3	0.000532	0.046847	3.841466

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value
None	0.184468	17.94452	27.58434
At most 1	0.091749	8.468676	21.13162
At most 2	0.078149	7.160718	14.26460
At most 3	0.000532	0.046847	3.841466

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

APÊNDICE C – Teste VAR

Vector Autoregression Estimates

Date: 11/02/18 Time: 17:41

Sample (adjusted): 2011M04 2018M06

Included observations: 87 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	D(LOGINDX)	D(LOGGCP)	D(LOGFAT_SA)	D(LOGICEI)
D(LOGINDX(-1))	0.308902 (0.11195) [2.75926]	0.092002 (0.41130) [0.22369]	-0.111166 (0.10832) [-1.02629]	0.154451 (0.11122) [1.38867]
D(LOGINDX(-2))	-0.218923 (0.11207) [-1.95338]	-1.090683 (0.41175) [-2.64890]	-0.062626 (0.10844) [-0.57753]	-0.000331 (0.11134) [-0.00297]
D(LOGGCP(-1))	-0.017930 (0.02941) [-0.60972]	-0.115215 (0.10804) [-1.06641]	-0.012943 (0.02845) [-0.45488]	-0.035802 (0.02922) [-1.22542]
D(LOGGCP(-2))	0.002777 (0.02878) [0.09649]	-0.034997 (0.10575) [-0.33094]	-0.026863 (0.02785) [-0.96458]	-0.005151 (0.02860) [-0.18011]
D(LOGFAT_SA(-1))	0.091101 (0.11635) [0.78301]	0.193845 (0.42745) [0.45350]	-0.859646 (0.11257) [-7.63650]	0.274943 (0.11559) [2.37862]
D(LOGFAT_SA(-2))	0.166552 (0.12905) [1.29063]	-0.069690 (0.47411) [-0.14699]	-0.439551 (0.12486) [-3.52040]	0.251922 (0.12821) [1.96497]

D(LOGICEI(-1))	0.049171 (0.11714) [0.41975]	1.014771 (0.43037) [2.35790]	-0.088480 (0.11334) [-0.78065]	0.263983 (0.11638) [2.26828]
D(LOGICEI(-2))	0.023334 (0.12069) [0.19333]	0.788567 (0.44342) [1.77836]	0.025584 (0.11678) [0.21908]	0.045771 (0.11991) [0.38171]
C	0.003838 (0.00429) [0.89511]	-0.022415 (0.01575) [-1.42278]	-0.005255 (0.00415) [-1.26658]	-0.002265 (0.00426) [-0.53166]
R-squared	0.131214	0.168308	0.436390	0.160989
Adj. R-squared	0.042107	0.083006	0.378584	0.074936
Sum sq. resids	0.112102	1.513118	0.104944	0.110648
S.E. equation	0.037911	0.139280	0.036680	0.037664
F-statistic	1.472551	1.973091	7.549205	1.870820
Log likelihood	166.0123	52.80286	168.8825	166.5803
Akaike AIC	-3.609478	-1.006962	-3.675460	-3.622534
Schwarz SC	-3.354384	-0.751868	-3.420366	-3.367441
Mean dependent	0.004110	-0.025570	-0.001072	-0.002226
S.D. dependent	0.038735	0.145447	0.046531	0.039160
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.04E-11		
Determinant resid covariance		3.26E-11		
Log likelihood		556.6356		
Akaike information criterion		-11.96863		
Schwarz criterion		-10.94826		