



Universidade Federal  
do Rio de Janeiro  

---

Escola Politécnica

# **CAUSALIDADE E COINTEGRAÇÃO ENTRE OS PREÇOS DO PETRÓLEO NO MERCADO INTERNACIONAL E INDICADORES MACROECONÔMICOS DA ECONOMIA BRASILEIRA**

Pedro Henrique Acioli Almeida

Projeto de Graduação apresentado ao Curso de Engenharia de Petróleo da Escola Politécnica, Universidade Federal do Rio de Janeiro, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Engenheiro de Petróleo.

Orientador: André Assis de Salles

Rio de Janeiro

Abril de 2016

CAUSALIDADE E COINTEGRAÇÃO ENTRE OS PREÇOS DO PETRÓLEO NO  
MERCADO INTERNACIONAL E INDICADORES MACROECONÔMICOS DA  
ECONOMIA BRASILEIRA

Pedro Henrique Acioli Almeida

PROJETO DE GRADUAÇÃO SUBMETIDO AO CORPO DOCENTE DO CURSO DE  
ENGENHARIA DE PETRÓLEO DA ESCOLA POLITÉCNICA DA UNIVERSIDADE  
FEDERAL DO RIO DE JANEIRO COMO PARTE DOS REQUISITOS NECESSÁRIOS  
PARA A OBTENÇÃO DO GRAU DE ENGENHEIRO DE PETRÓLEO

Examinado por:

---

Prof. André Assis de Salles, DSc.

---

Prof. Rosemarie Bröker Bone, DSc.

---

Prof. Roberto Ivo da Rocha Lima Filho, DSc.

RIO DE JANEIRO, RJ - BRASIL

ABRIL de 2016

Almeida, Pedro Henrique Acioli

Causalidade e cointegração entre os preços do petróleo no mercado internacional e indicadores macroeconômicos da economia brasileira / Pedro Henrique Acioli Almeida – Rio de Janeiro: UFRJ / Escola Politécnica, 2016.

VI, 51 p.: il.; 29,7 cm

Orientador: André Assis de Salles

Projeto de Graduação – UFRJ/ Escola Politécnica/ Curso de Engenharia de Petróleo, 2016.

Referências Bibliográficas: p.42-43.

1. Indicadores Macroeconômicos. 2. Preço do Petróleo Bruto. 3. Cointegração. 4. Causalidade. 5. Função Impulso Respostas.

I. Salles, André Assis de. II. Universidade Federal do Rio de Janeiro, Escola Politécnica, Curso de Engenharia de Petróleo. III. Causalidade e cointegração entre os preços de petróleo no mercado internacional e indicadores macroeconômicos da economia brasileira.

*“Freedom is the freedom to say  
that two plus two makes four. If  
that is granted, all else follows.”*

*George Orwell*

## **Agradecimentos**

Aos meus familiares, amigos e todos os professores que participaram da minha caminhada até este momento. Se eu cheguei até aqui foi por estar no ombro de vocês, gigantes.

Agradeço também o meu orientador André Salles, pelo apoio e ensinamentos, e à Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis-ANP que, através do Programa de Recursos Humanos PRH-21, forneceu apoio financeiro para a realização deste trabalho.

Por fim, um abraço especial a meu pai, Mario, que sempre me incentivou a trilhar o meu próprio caminho, desde que ele passasse pela Engenharia.

## Resumo

Resumo do Projeto de Graduação apresentado à Escola Politécnica/ UFRJ como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de Engenheiro de Petróleo.

Causalidade e cointegração entre os preços do petróleo no mercado internacional e indicadores macroeconômicos da economia brasileira

Pedro Henrique Acioli Almeida

Abril/2016

Orientador: André Assis de Salles

Curso: Engenharia de Petróleo

Dada a sua importância na economia mundial, o preço do petróleo é uma importante variável para os agentes econômicos tomadores de decisões. As variações bruscas dos preços do petróleo influenciam diretamente os mercados financeiros internacionais, o comércio exterior e os investimentos. Compreender como indicadores macroeconômicos respondem a essas variações pode ser de grande valia para formuladores de políticas econômicas e tomadores de decisão em geral.

Este trabalho se propõe a estudar a relação entre o preço do petróleo e quatro indicadores macroeconômicos da economia brasileira: índices de produção industrial, o índice Bovespa, o IPCA e a taxa de câmbio. Para tal, são utilizados testes de cointegração, causalidade e, através de modelos vetoriais autoregressivos, análise de funções impulso respostas.

*Palavras-chave:* Indicadores Macroeconômicos, Preço do Petróleo Bruto, Cointegração, Causalidade, Função Impulso Resposta.

## **Abstract**

Abstract of Undergraduate Project presented to POLI/UFRJ as a partial fulfillment of the requirements for the degree of Petroleum Engineer.

Causality and cointegration between oil prices in the international market and macroeconomic indicators of the Brazilian economy

Pedro Henrique Acioli Almeida

Abril/2016

Advisor: André Assis de Salles

Course: Petroleum Engineering

Given its importance in the world economy, the oil price is an important variable for economic decision makers. Sudden changes in oil prices directly influence international markets, foreign trade and investments. Understanding how macroeconomic indicators respond to these variations can be of great value for those involved in economic policies and for decision makers in general.

This paper aims to study the relationship between oil prices and four Brazilian macroeconomic variables: Industrial production index, the Bovespa index, the Brazilian price index, IPCA, and the exchange rate. To this end, cointegration and causality tests are used and, through vector autoregression models, impulse response functions are used as well.

*Keywords:* Macroeconomic Indicators, Crude Oil Prices, Cointegration, Causality, Impulse Response Function.

## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO .....	1
1.1. MOTIVAÇÃO .....	3
1.2. OBJETIVOS.....	4
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA .....	5
3. METODOLOGIA ADOTADA .....	8
3.1. SÉRIES TEMPORAIS: CONCEITOS BÁSICOS .....	8
3.2. ESTACIONARIEDADE DE RAÍZES UNITÁRIAS .....	9
3.3. COINTEGRAÇÃO .....	12
3.4. MODELOS VAR E VEC .....	13
3.5. CAUSALIDADE NO SENTIDO GRANGER .....	16
3.6. FUNÇÕES IMPULSO RESPOSTAS .....	18
4. AMOSTRA: DADOS UTILIZADOS .....	21
4.1. DADOS .....	21
4.2. RESUMOS ESTATÍSTICOS E ESTACIONARIEDADE .....	25
5. RESULTADOS OBTIDOS.....	33
6. COMENTÁRIOS FINAIS .....	41
BIBLIOGRAFIA.....	42
APÊNDICE .....	44

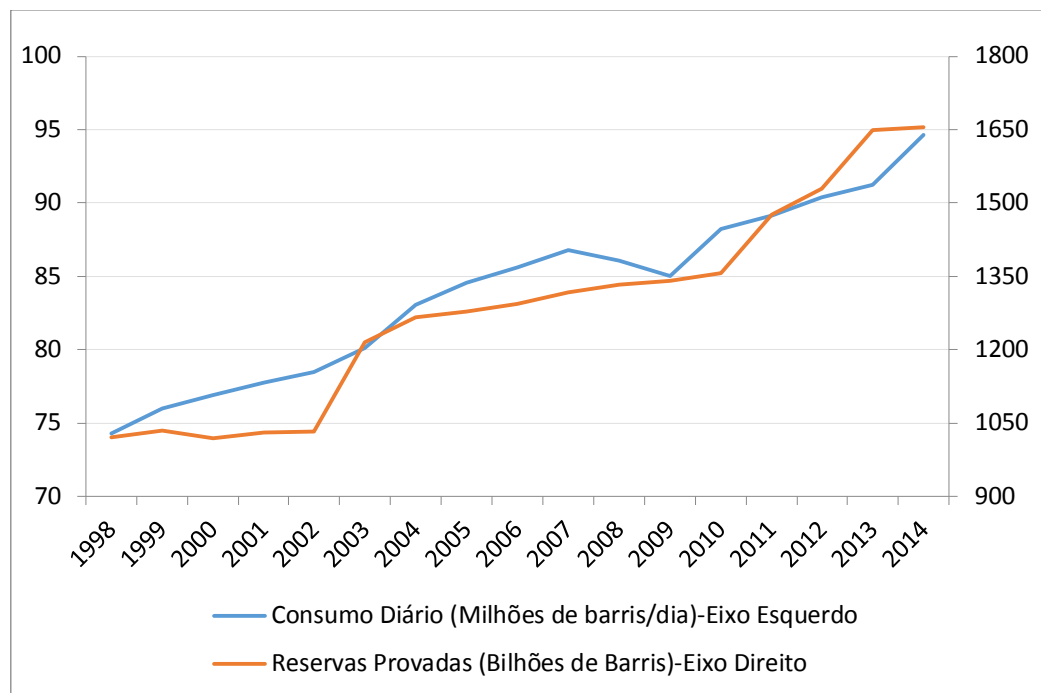


## 1. INTRODUÇÃO

O petróleo é uma matéria prima essencial na economia mundial. A sociedade moderna pode ser considerada, segundo YERGIN (2008), como a “sociedade do Hidrocarboneto”. Usado no século XIX como a “nova luz” que iluminava as cidades, a indústria do petróleo foi ameaçada com o advento da lâmpada incandescente. No entanto, com o desenvolvimento do motor de combustão interna e outros avanços tecnológicos, o petróleo tornou se parte vital na sociedade do século XX e XXI. O petróleo está presente na matriz energética mundial sendo uma das fontes de energia mais consumidas no mundo. Além disso, plásticos e outros elementos químicos oriundos do petróleo, como os fertilizantes utilizados na agricultura, estão presentes direta ou indiretamente no dia a dia da civilização moderna.

Apesar do avanço em décadas recentes de fontes de energias renováveis, o petróleo e outros combustíveis fósseis mantiveram seu protagonismo na matriz energética, com consumo e reservas provadas crescentes, e na economia mundial. Segundo o EIA (Energy Information Administration, 2014), as reservas provadas de petróleo no mundo eram da ordem de 1,7 trilhões de barris no final de 2014, enquanto o consumo diário mundial em 2015 era da ordem de 95 milhões de barris de petróleo.

Como argumenta YERGIN (2008), “O homem hidrocarboneto demonstra pouca disposição de desistir do carro, do lar nos arredores da cidade e do que considera não apenas comodidade mas elemento essencial de seu modo de vida. Os povos do mundo subdesenvolvido não dão sinal de quererem negar os benefícios de uma economia que, independentemente das questões ambientais, usa o petróleo como fonte de energia.”



**Figura 1: Consumo e reservas mundiais de petróleo (Elaboração própria com dados da EPE, 2014).**

Devido a sua relevância, o preço do petróleo é uma variável importante para os formuladores de políticas econômicas nas economias nacionais, onde esta mercadoria é a principal fonte de energia, bem como naqueles em que o mesmo compõe a matriz energética apenas secundariamente. Adicionalmente, o petróleo tem papel importante no comércio mundial e é em diversas economias, um produto de grande importância na balança comercial. Os preços do petróleo são influenciados pelos mais diversos fatores que sofrem mudanças de forma aleatória, como, por exemplo, o tempo, a disponibilidade de reservas, o crescimento econômico, as variações de produção industrial, aspectos políticos ou geopolíticos, movimentos das taxas de câmbio, especulação, entre outros. A crise do *sub-prime* de 2008 e a recente queda no preço do petróleo, causada por uma sobre oferta mundial, são exemplos recentes de eventos com grandes impactos no mercado de petróleo. As variações bruscas dos preços do petróleo influenciam diretamente os mercados financeiros internacionais e a economia em geral, provocando mudanças no comércio exterior, nos investimentos e em todas as atividades produtivas.

No Brasil, a situação é semelhante: apesar de sua vocação natural para energias renováveis, o petróleo tem papel significativo na matriz energética brasileira. Em 2014,

segundo a Empresa de Pesquisa Energética (EPE, 2014), o petróleo e o gás natural responderam em conjunto por aproximadamente 44% da matriz energética brasileira.

Em países com grandes reservas, a indústria de óleo e gás costuma assumir papel importante no desenvolvimento econômico em função dos altos investimentos necessários para a exploração e produção das reservas. No Brasil não foi diferente, com a atuação da Petrobras em regime monopolista até o fim da década de 90. Na década seguinte, com a quebra do monopólio e o aumento do preço do barril de petróleo, a produção e as reservas brasileiras cresceram substancialmente, aliados a fortes investimentos e desenvolvimento tecnológico. A descoberta do Pré Sal trouxe renovadas esperanças de uma grande geração de riquezas e empregos no Brasil. Apesar de sua situação financeira atual frágil, a Petrobras pretende investir mais de 130 bilhões de dólares entre 2015 e 2019.

## **1.1. MOTIVAÇÃO**

Uma vez que o petróleo está direta ou indiretamente presente em todos os setores, o movimento dos preços do petróleo é considerado um fator relevante para as expectativas da economia mundial, e em particular das economias nacionais. Assim, muitas pesquisas têm sido desenvolvidas para verificar a influência dos movimentos dos preços do petróleo na atividade econômica, no desempenho da economia e em indicadores macroeconômicos das economias nacionais, tais como: índices do produto interno bruto, da produção industrial e das variações de preços de bens e serviços. Essas pesquisas visam estabelecer o processo estocástico que possa representar os movimentos das séries temporais dos preços ou dos retornos do petróleo negociado no mercado internacional para obter expectativas de indicadores da atividade econômica de economias nacionais.

A compreensão dessas possíveis influências tornaria possível para diversos agentes se prepararem melhor para prever possíveis impactos de variações dos preços de petróleo em variáveis econômicas de interesse. Indústrias que consomem o petróleo como matéria prima poderiam, por exemplo, a partir de certa variação do preço do petróleo, antever os impactos no consumo e no nível de preços de seus produtos. Especuladores poderiam se utilizar de estimativas de relações entre os preços ou retornos dos preços do petróleo e variáveis macroeconômicas para a realização de lucros extraordinários nos mercados

financeiros. Enquanto formuladores de política econômica poderiam se utilizar dessas estimativas para desenvolver políticas públicas que permitam o desenvolvimento e crescimento econômico.

## **1.2 OBJETIVOS**

O objetivo deste trabalho é estudar a relação entre os preços do petróleo bruto negociado no mercado internacional e indicadores macroeconômicos brasileiros: a produção industrial brasileira, a taxa de câmbio, a inflação e o índice Bovespa. As quatro variáveis acima são de suma importância para os formuladores de políticas econômicas, para as empresas e para a sociedade em geral. Para tal, esse trabalho utiliza estudos e testes estatísticos sobre as séries temporais desses indicadores macroeconômicos e do preço do petróleo, buscando verificar hipóteses que permitam estabelecer relações de curto e longo prazo entre esses indicadores e o preço do petróleo.

O restante deste trabalho é estruturado da seguinte forma: o capítulo 2 apresenta uma revisão bibliográfica de trabalhos que tratam sobre o impacto do petróleo em variáveis econômicas para diversas economias e intervalos temporais. No capítulo 3 é realizada uma descrição das metodologias estatísticas utilizadas, que podem ser divididas em seis partes distintas: testes de estacionariedade, testes de cointegração, aplicação de modelos vetoriais autoregressivos (VAR) e modelos vetoriais com correção de erro (VEC), testes de causalidade e determinação de funções respostas a impulsos nos modelos econométricos propostos. No capítulo 4 é realizada uma descrição das séries temporais utilizadas e suas principais propriedades, além dos resultados dos testes de normalidade e de estacionariedade. No capítulo 5 são descritos os principais resultados dos testes e dos modelos propostos e no capítulo 6 são apresentados os comentários finais do trabalho.

## 2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Devido à importância do petróleo na economia, na matriz energética e no comércio mundial, diversos estudos econométricos já foram realizados sobre possíveis impactos da variação e choques do preço da *commodity* em variáveis macroeconômicas, como na taxa de câmbio, no produto, na balança comercial etc. A literatura abrange estudos realizados para vários países, fazendo uso de metodologias e testes diversos.

BAYAR & KILIC (2014) realizaram uma extensa revisão da literatura sobre o impacto das variações no preço do petróleo em variáveis macroeconômicas nos mais diversos países e intervalos temporais. Utilizando modelos de regressão de dados em painel, os autores estudaram os impactos do petróleo e do gás natural na produção industrial de 18 países da zona do Euro, como Alemanha, França e Itália, entre janeiro de 2001 e setembro de 2013. Os autores concluíram que os preços de petróleo e do gás natural tinham efeito negativo no crescimento de produção industrial e uma variação de 1% no preço do petróleo e do gás natural causariam, respectivamente, uma diminuição da produção industrial de 19% e 18% nesses países.

CUNADO & GRACIA (2005) estudaram o impacto de choques no preço do petróleo na atividade econômica e na variação dos níveis de preços, ou inflação, entre 1975 e 2002 em seis países asiáticos: Japão, Singapura, Coreia do Sul, Malásia, Tailândia e Filipinas. Os autores realizaram testes de raiz unitária de Phillips–Perron e Dickey Fuller aumentado para testar a estacionariedade todas as séries utilizadas, concluindo que tantas as séries das variáveis macroeconômicas quanto do preço do petróleo, em moeda local e em dólares americanos, eram integradas de ordem 1, isto é, estacionárias para primeira diferença. Adicionalmente, com auxílio de teste de cointegração, os autores não encontraram relação de longo prazo entre o preço do petróleo e as variáveis macroeconômicas para nenhum dos seis países, mas, usando variáveis para modelar uma mudança estrutural nos anos 80, encontraram causalidade de Granger do preço de petróleo para a atividade no Japão, na Coreia do Sul e na Tailândia. Os autores encontraram também causalidade do preço de petróleo, em moedas locais, para a inflação dos seis países analisados.

RAUTAVA (2014) realizou um estudo sobre a influência de impactos do preço de petróleo no mercado internacional e da cotação do rublo russo no produto interno bruto e na receita tributária da Rússia. O autor utilizou dados trimestrais do período entre 1995 e 2002, período com grandes turbulências na economia russa, inclusive com a declaração da moratória da dívida externa em 1998. O trabalho de RAUTAVA (2014) utilizou testes de Phillips–Perron e Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) para examinar a estacionariedade das séries, que concluíram que todas as séries eram não estacionárias e integradas de ordem 1, ou estacionárias para primeira diferença. Utilizando modelos vetoriais autoregressivos e testes de cointegração, o autor concluiu que tanto o câmbio quanto o preço do petróleo, responsável por metade das exportações do país em 2004, eram cointegrados com o PIB e a receita tributária do país. RAUTAVA (2014) estimou que, no longo prazo, um aumento de 10% no preço do petróleo estaria associado a um aumento de 2,2% no PIB e 4,6% na arrecadação tributária do país, e uma apreciação em termos reais do rublo estaria associado a uma queda 2,7% do PIB. O autor destacou que apesar da robustez dos resultados estatísticos obtidos, os parâmetros obtidos devem ser tratados com ressalvas, visto que o período analisado foi curto e extremamente turbulento.

Para estudar a relação entre a atividade econômica mundial, a taxa de câmbio e o preço do petróleo, YANAN *et al.* (2010) fizeram o uso do índice de Kilian como parâmetro para mensurar o nível de atividade mundial. Para o câmbio, foi utilizado um índice da taxa de câmbio entre o dólar americano e uma cesta de moedas mundiais. Utilizando dados mensais dos preços de petróleo e dos índices de 1988 até 2012, os autores realizaram testes de cointegração e causalidade de Granger, concluindo que o preço do petróleo é cointegrado com a atividade mundial e com o câmbio, representados pelos índices descritos anteriormente, e, portanto, existe uma relação de longo prazo entre as variáveis. YANAN *et al.* (2010) também concluíram que o índice de atividade econômica de Kilian causa no sentido de Granger o preço do petróleo. Portanto, os autores concluíram que o preço do petróleo é influenciado tanto no longo prazo, pelo equilíbrio relacionado à cointegração, quanto no curto prazo pela atividade econômica mundial.

Em outro trabalho relevante sobre o tema, AMANO & VAN NORDEN (1998) buscaram encontrar relações entre o preço do petróleo e a taxa de câmbio americana. Os autores usaram dados mensais abrangendo os anos entre 1972 e 1993. Para os preços do

petróleo, foi utilizada uma série do preço real, ou deflacionado, do barril do petróleo do tipo WTI (West Texas Intermediate), enquanto que para o câmbio foi utilizado o câmbio real entre o dólar americano e uma cesta de quinze moedas de países desenvolvidos. Foram realizados testes de estacionariedade para as séries, nos quais os autores concluíram que ambas eram integradas de ordem 1. Com o teste de cointegração de Johansen-Juselius, os autores encontraram evidências de cointegração entre as duas séries e, portanto, uma relação de longo prazo. Utilizando o teste de Johansen, os autores concluíram também que o preço do petróleo causa no sentido de Granger a taxa real de câmbio, mas a recíproca não é verdadeira. Os autores argumentaram que o preço da commodity seria dominado por choques, principalmente na década de 70 e no início dos anos 90, causados majoritariamente por conflitos geopolíticos, e não por mudanças na demanda por parte dos países desenvolvidos. Por fim, AMANO & VAN NORDEN (1998) utilizaram um mecanismo de correção de erro, que mostrou significativo poder preditivo, tanto para valores dentro quanto fora da amostra.

No capítulo seguinte, é apresentada a abordagem metodologia utilizada neste trabalho.

### 3. METODOLOGIA ADOTADA

#### 3.1. SÉRIES TEMPORAIS: CONCEITOS BÁSICOS

Uma série temporal pode ser definida como um conjunto de observações de uma variável estocástica ordenadas no tempo. De outro modo, uma série temporal pode ser definida como uma realização de um processo estocástico, com certa distribuição de probabilidades associadas, ao longo do tempo (SALLES, 2010).

As séries temporais podem ser contínuas ou discretas, com intervalos regulares ou irregulares. Como exemplos, podem ser citados um registro de eletrocardiograma, uma série do número de vendas de certo produto por mês ou o registro da temperatura durante as horas de um dia.

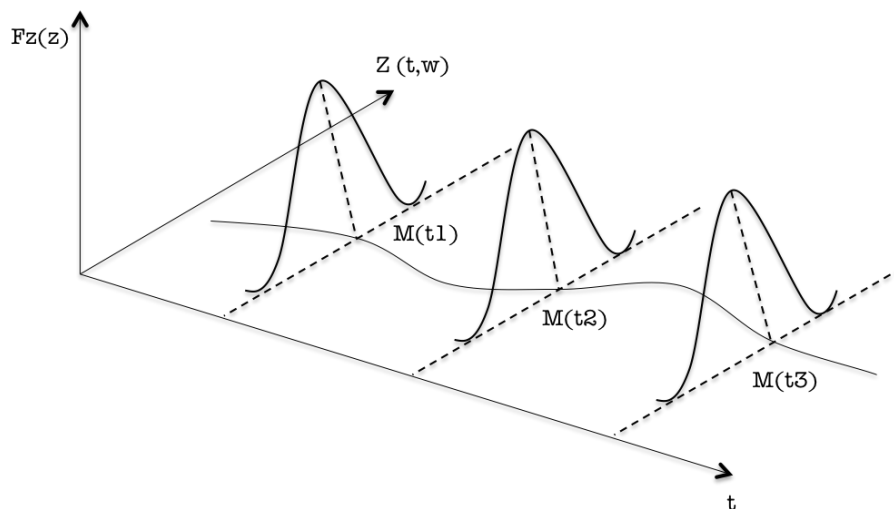


Figura 2: Processos estocásticos (RAMOS&PORTELINHA, 2015).

As séries temporais podem ser divididas entre séries estacionárias e não estacionárias. Uma série temporal é dita fracamente estacionária quando sua média e variância são finitas e constantes no tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos é função apenas do tamanho da defasagem entre os períodos, e não do tempo em si (BROCKWELL & DAVIS, 1996). Isto é, as propriedades de uma série fracamente estacionária não se alteram no tempo e a mesma tenderá no longo prazo a sua média, reversão a média, e as amplitudes



das flutuações em torno dessa média serão aproximadamente constantes (GUJARATI, 2011).

Para ser considerada estritamente estacionária, uma série temporal deve ter todos os seus momentos de distribuição invariantes no tempo, e não apenas os dois primeiros (média e variância) (GUJARATI, 2011). Como observa COCHRANE (1997), para a maioria dos efeitos práticos, a estacionariedade fraca é suficiente e, portanto, essa foi a hipótese avaliada nos testes utilizados nesse trabalho. Para simplificar o texto daqui em diante, a estacionariedade fraca será tratada simplesmente como estacionariedade.

A principal importância da hipótese de estacionariedade das séries temporais utilizadas nesse trabalho é evitar regressões espúrias. Essas regressões podem obter coeficientes de explicação ( $R^2$ ) com aparente significância estatística e, no entanto, sem sentido que podem causadas, como destaca YULE (1926), pela violação dos pressupostos necessários para modelos de regressão, como normalidade, homoscedasticidade e não correlacionariedade do termo residual.

### 3.2. ESTACIONARIEDADE DE RAÍZES UNITÁRIAS

Para exemplificar as características de uma série com raiz unitária, pode-se usar um modelo autoregressivo de primeira ordem (AR(1)) ,da forma a seguir, na qual  $\varepsilon_t$  é um termo de ruído branco puro, isto é, tem distribuição normal com média nula e desvio padrão unitário;

$$Y_{t+1} = pY_t + \varepsilon_{t+1}, \quad \text{sendo } |p| \leq 1$$

Se  $p = 1$ , pode-se demonstrar que a série temporal  $Y_t$  não é estacionária, calculando suas propriedades ao longo do tempo. Usando a equação acima, pode-se calcular os valores da série de forma sequencial:

$$Y_1 = Y_0 + \varepsilon_1$$

$$Y_2 = Y_1 + \varepsilon_2 = Y_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2$$

$$Y_T = Y_0 + \sum \varepsilon_t$$

Com os valores acima, pode-se calcular a média e a variância ao longo do tempo:

$$E(Y_T) = E\left(Y_0 + \sum \varepsilon_t\right) = Y_0$$

$$Var(Y_t) = t\sigma^2,$$

onde  $\sigma$  é o desvio padrão do ruído. Desta forma, o comportamento da variância da série aumenta com o tempo, violando uma das condições de estacionariedade. No entanto, como destaca GUJARATI (2011), se  $|p| < 1$ , pode-se demonstrar que a série é estacionária. No modelo autoregressivo acima, quando  $p = 1$ , representa o modelo de passeio aleatório, na qual o valor em um tempo é igual ao valor do período passado mais um valor puramente aleatório, e retrata o problema das chamadas séries de raízes unitárias.

Se uma série temporal possuir raiz unitária, ou seja, se  $p = 1$ , ela é, consequentemente, não estacionaria. Pode-se, no entanto, tratar uma série de passeio aleatório de forma que a nova série obtida seja estacionária. Ao construir uma série das diferenças entre dois períodos de tempo consecutivos, pode-se demonstrar que a mesma terá as propriedades a seguir (ver GUJARATI (2011)):

$$\Delta Y_1 = Y_1 - Y_0 = \varepsilon_1$$

$$\Delta Y_T = Y_T - Y_{T-1} = \varepsilon_T$$

$$E(\Delta Y_T) = E(\varepsilon_T) = 0$$

$$Var(\Delta Y_T) = Var(\varepsilon_T) = \sigma^2$$

Portanto, a nova série temporal não demonstra uma variância crescente como a série original, e sim variância e média finitas e constantes no tempo e é, conseqüentemente, estacionária. Portanto, a série temporal de passeio aleatório é uma série estacionária por diferenças, ou integrada de ordem um, ou I(1) (ver GUJARATI, 2011). De modo similar, uma série não estacionária que necessita ser diferenciada n vezes para se tornar estacionária é dita integrada de ordem n, ou I(n). Conforme demonstrados pelas séries acima, é de suma importância utilizar testes para verificar se as séries tem raiz unitária antes de utilizar modelos estocásticos e testes que utilizam o pressuposto de estacionariedade das séries.

Para testar a estacionariedade das séries temporais foi utilizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que verifica se um modelo autoregressivo tem ou não raiz unitária. Para realizar o teste é necessário estimar a seguinte regressão, na qual  $\varepsilon_t$  é um termo de ruído branco puro:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{t-1} \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Dickey e Fuller(1979) mostraram que o valor estimado para  $\delta$  segue a estatística tau e calcularam os valores críticos para a distribuição. O teste de Dickey-Fuller Aumentado consiste em testar a hipótese nula abaixo:

$H_0: \delta = 0$  (série não estacionária), tendo como hipótese alternativa

$H_1: \delta < 0$  (série estacionária)

Os números de defasagens nos testes realizadas são definidos, em geral segundo o critério de informação de Akaike ou de Schwarz (ver GUJARATI (2011)). Utilizado para

limitar o número de regressores, o critério de Akaike tem como função ponderar a qualidade da regressão e sua complexidade (GUJARATI, 2011). O critério de Akaike (AIC) é descrita como:

$$AIC = e^{\frac{2k}{n}} * \frac{RSS}{n}$$

Onde k é número de parâmetros, n é o tamanho da amostra e RSS é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão (*sum of squared residuals*). Já o critério de Schwarz pode ser descrito como:

$$BIC = n^{\frac{k}{n}} * \left(\frac{RSS}{n}\right)$$

### 3.3. COINTEGRAÇÃO

Como observado anteriormente, ao se utilizar séries não estacionárias para fazer regressões lineares, corre-se o risco de realizar regressões espúrias: com aparente significância estatística dos coeficientes de explicação ( $R^2$ ), mas sem sentido. Ao supor duas séries ( $Z_T$  e  $Y_T$ ), para quais, ao se realizar o teste de Dickey Fueller aumentado, ou outro teste de raiz unitária, não se pode rejeitar a hipótese de não estacionariedade, pode-se estimar um modelo de regressão linear da seguinte maneira:

$$Z_T = \beta_1 + \beta_2 Y_T + \mu_T$$

$$\mu_T = Z_T - \beta_1 + \beta_2 Y_T$$

Sendo  $\mu_T$  é um termo residual, ou termo estocástico. Se, ao submeter esse termo residual a um teste de raiz unitária para testar sua estacionariedade pode-se concluir que, apesar de não serem estacionárias por si só, uma combinação linear das séries,  $Z_T$  e  $Y_T$ , faz com que as tendências estocásticas se cancelem tornando a nova série estacionaria, caracterizando as duas séries temporais  $Z_T$  e  $Y_T$  como séries cointegradas, como observa

COCHRANE (1997). No modelo acima, o coeficiente  $\beta_2$  é denominado parâmetro cointegrador. Como consequência da cointegração, a regressão estimada entre as duas variáveis não será espúria. Segundo GUJARATI (2011), se duas variáveis são cointegradas, deve existir uma relação de longo prazo entre elas.

Há uma ampla gama de métodos propostos na literatura para se testar a cointegração. Neste trabalho foi utilizado o teste de cointegração de Engle-Granger. O teste consiste simplesmente em aplicar um teste de raiz unitária para se verificar a estacionariedade do termo estocástico  $\mu_T$ , ou de combinação linear de  $Z_T$  e  $Y_T$ . Neste trabalho o teste de raiz unitária utilizado foi o de Dickey Fueller aumentado (ADF). Como o termo residual é baseado diretamente no parâmetro cointegrador e os valores críticos calculados por Dickey Fueller não são apropriados, Engle Granger calcularam valores críticos para o teste (ver GUJARATI (2011)).

Conforme descrito anteriormente, a cointegração de duas séries temporais diz respeito a uma relação de longo prazo entre as séries. No entanto, nada impede desequilíbrios no curto prazo. Portanto, como destaca GUJARATI (2011), pode-se considerar o termo residual estacionário  $\mu_T$  como um “erro de equilíbrio” e utiliza-lo para relacionar o comportamento das duas series cointegradas no curto prazo com o seu valor de equilíbrio de longo prazo.

### **3.4. MODELOS VAR E VEC**

Em muitos modelos de regressão utilizados, é assumida uma variável como variável dependente e as outras como variáveis independentes. No entanto, existem situações em que não é sabido exatamente qual das variáveis deve ser tratada como dependente. Nessas situações pode-se fazer uso dos modelos vetoriais autoregressivos (VAR). Esses modelos podem ser utilizados para analisar a relação causal entre séries temporais. Pode-se supor o modelo abaixo, no qual  $Y_t$  e  $Z_t$  são séries temporais estacionárias, isto é, integradas de ordem zero I(0):

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 Z_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$Z_t = \beta_4 + \beta_5 Z_{t-1} + \beta_6 Y_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

Onde  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  são termos ditos ruídos brancos. Nesse sistema de equações, cada variável é função de seu valor com uma defasagem e do valor da outra variável com uma defasagem. O sistema de equações acima caracteriza um modelo vetorial autoregressivo (VAR). Como foi utilizado apenas uma defasagem, tem-se um VAR (1). O modelo acima pode ser diretamente utilizado visto que as duas séries são estacionárias. Se as séries forem I(1) e não forem cointegradas, pode-se fazer uso das primeiras diferenças no sistema de equações:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_3 \Delta Z_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta Z_t = \beta_4 + \beta_5 \Delta Z_{t-1} + \beta_6 \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

Como todas as variáveis acima são estacionárias, pode-se estimar o modelo normalmente. De forma geral, se as duas séries forem integradas de ordem  $n$ , pode-se usar as  $n^\circ$  diferenças no modelo descrito acima.

Como observa GUJARATI (2011), os modelos vetoriais autoregressivos, apesar de sua simplicidade, apresentam resultados muitas vezes melhores do que os obtidos com métodos mais complexos. Como destaca GUJARATI (2011), deve-se observar que uma crítica comum aos modelos VAR surge do fato de eles serem *ateóricos*, por usarem menos informações *a priori*, ao contrário de certos modelos de equações simultâneas. Um número grande de defasagens também pode ser um problema para amostras pequenas, visto que estimar todos os parâmetros de um modelo VAR consumirá muitos graus de liberdade.

Se as variáveis forem integradas de ordem (1) e, portanto, não estacionárias, mas forem cointegradas, deve-se modificar o nosso sistema para levar em conta essa relação de longo prazo. Essa versão modificada é conhecida como modelo vetorial de correção de erro vetorial, ou modelo VEC. Sendo duas séries integradas de ordem 1 e cointegradas relacionadas no modelo abaixo:

$$Z_t = \beta_1 + \beta_2 Y_t + \mu_t$$

Por definição, visto que as séries são cointegradas, o termo residual  $\mu_t$  apresenta comportamento estacionário. O modelo VEC consiste em estimar o sistema de equações abaixo, no qual, como em modelos VAR, todos os termos são estacionários:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta Z_t = \alpha_3 + \alpha_4 \mu_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

Utilizando os valores dos termos residuais defasados  $\mu_{t-1}$ , tem-se:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2(Z_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 Y_{t-1}) + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta Z_t = \alpha_3 + \alpha_4(Z_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 Y_{t-1}) + \varepsilon_{2t}$$

O sistema de equações acima pode ainda ser expandido da seguinte forma:

$$Y_t = \alpha_1 - (\alpha_2 \beta_2 - 1)Y_{t-1} - \alpha_2 \beta_1 + \alpha_2 Z_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$Z_t = \alpha_3 + (\alpha_4 + 1)Z_{t-1} - \alpha_4 \beta_1 - \alpha_4 \beta_2 Y_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

Os coeficientes  $\alpha_2$  e  $\alpha_4$  na regressão acima são conhecidos como coeficientes de correção de erro, pois mostram a magnitude respostas das variáveis  $Y_t$  e  $Z_t$  frente a uma variação do termo residual  $\mu_{t-1}$ . Para garantir a estabilidade, os coeficientes de correção de erro devem respeitar as restrições abaixo:

$$0 \leq \alpha_2 < 1$$

$$-1 < \alpha_4 \leq 0$$

Para compreender esse efeito de correção e a importância das restrições acima, pode-se supor uma situação na qual a regressão cointegrante apresenta um termo residual positivo em uma realização:

$$Z_{t-1} > \beta_1 + \beta_2 Y_{t-1}$$

$$\mu_{t-1} > 0$$

As condições postas acima garantem que, para um termo residual positivo, a variação  $\Delta Y_t$  seja positiva e a variação  $\Delta Z_t$  seja negativa, restaurando o equilíbrio descrito pela cointegração. Os módulos inferiores a um garantem que o sistema de equações não apresente comportamento explosivo.

### 3.5. CAUSALIDADE NO SENTIDO GRANGER

Embora a análise de modelos de regressões descreva a dependência de uma variável em relação a outras, a existência de uma regressão não implica necessariamente causalidade no sentido estatístico ou no sentido de Granger, pois esse sentido foi introduzido na literatura pelo prêmio Nobel de economia Clive Granger (ver GUJARATI (2011)). Na análise de séries temporais uma questão recorrente é a existência e a direção da causalidade entre duas variáveis. Isto é, se a variação de uma implica na variação da outra. A questão abre espaço para discussões filosóficas, mas, ao utilizar séries temporais, deve ser lembrado que o tempo nunca anda para trás: eventos do passado podem causar eventos do futuro, mas o inverso nunca é verdadeiro. Por exemplo, o comportamento passado do câmbio pode causar variações no PIB atual, mas, obviamente, o comportamento do PIB atual não pode alterar o câmbio do passado.

Para investigar a causalidade entre as variáveis estudadas, será utilizado o teste de Granger. Pode-se supor duas séries temporais estacionárias  $Y_t$  e  $Z_t$ , para as quais há o interesse em saber se há alguma causalidade entre elas. Para tal, pode-se utilizar o modelo VAR com  $n$  defasagens abaixo:

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Z_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$



$$Z_t = \sum_{k=1}^n \gamma_k Y_{t-k} + \sum_{l=1}^n \delta_l Z_{t-l} + \varepsilon_{2t}$$

Onde os termos  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  representam termos de ruído branco. O modelo VAR acima pode ser estendido para mais variáveis, simplesmente aumentando o número de variáveis e equações no modelo. O sistema de equações acima relaciona o valor das variáveis com seus valores defasados e com os valores defasados da outra variável. Há quatro cenários possíveis.

Um primeiro caso seria um em que os coeficientes estimados das defasagens de  $Z_t$  na primeira regressão fossem conjuntamente diferentes de zero, e os coeficientes estimados das defasagens de  $Y_t$  na segunda regressão fossem conjuntamente iguais a zero. Isto é:

$$\begin{aligned} \sum \beta_j &\neq 0 \\ \sum \gamma_k &= 0 \end{aligned}$$

Nesse caso, tem-se uma causalidade unidirecional de  $Z_t$  para  $Y_t$ . Os valores defasados de  $Z_t$  ajudam a prever o comportamento de  $Y_t$ , mas os valores defasados de  $Y_t$  não ajudam a prever o comportamento de  $Z_t$ . No caso de uma causalidade unidirecional no sentido inverso, tem-se a seguinte situação:

$$\begin{aligned} \sum \beta_j &= 0 \\ \sum \gamma_k &\neq 0 \end{aligned}$$

Uma terceira possibilidade é a existência de uma causalidade bilateral: tanto  $Z_t$  causa  $Y_t$  quanto  $Y_t$  causa  $Z_t$ . Esse caso seria caracterizado por:

$$\sum \beta_j \neq 0$$

$$\sum \gamma_k \neq 0$$

Por último, quando os valores defasados acima são todos conjuntamente iguais a zero, tem-se independência entre as variáveis:

$$\sum \beta_j = 0$$

$$\sum \gamma_k = 0$$

Para testar a hipótese nula de que todos os coeficientes defasados são conjuntamente iguais a zero no teste de causalidade de Granger, é utilizado a estatística F.

### 3.6. FUNÇÕES IMPULSO RESPOSTAS

Estudos de funções impulso respostas têm como intuito de compreender os efeitos de choques aleatórios nas séries temporais (HILL & GRIFFITHS, 2008).

Como exemplo, pode-se supor uma série temporal descrita pelo modelo autoregressivo com uma defasagem abaixo, onde  $v_t^y$  é um termo residual:

$$Y_t = pY_{t-1} + v_t^y$$

Assumindo um valor inicial nulo para a série, como os valores da série se comportariam no tempo caso ocorresse um choque unitário no tempo residual no instante inicial. Assumindo ainda a ausência de outros choques, tem-se:

$$Y_0 = 0$$

$$v_0^y = 1$$

$$v_t^y = 0 \forall t \neq 0$$

$$Y_t = p^t$$

Conforme demonstrado anteriormente, se  $p = 1$ , tem-se um processo com raiz unitária e, conseqüentemente, não estacionário. É interessante notar também que, nesse caso específico, o processo teria “memória infinita”: o efeito do choque nunca se dispersaria. Assumindo, no entanto um valor menor para o parâmetro pode-se observar como o valor da variável incorpora inicialmente o valor de choque de forma integral, mas retorna ao valor nulo. Para ilustrar, pode-se supor  $p = 0,9$ . O comportamento da variável estudada é ilustrado na Figura 3, que apresenta o valor da variável no eixo vertical e o tempo na horizontal:

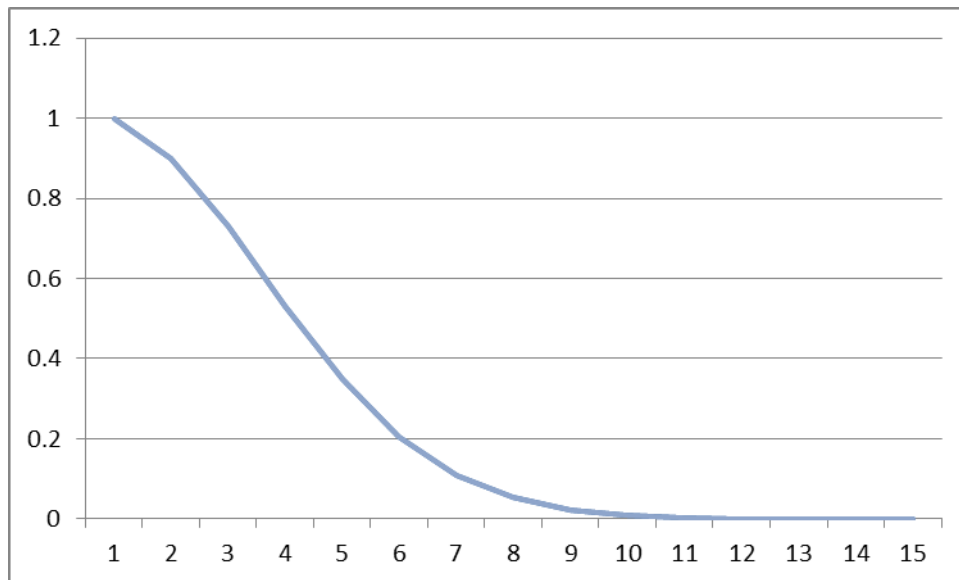


Figura 3: Função resposta da variável aleatória para  $p=0,9$  petróleo (Elaboração própria)

Como se pode observar na função resposta acima, o choque é dissipado rapidamente, com a variável retornando ao valor nulo.

Sendo o modelo vetorial autoregressivo (VAR), descrito anteriormente:

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Z_{t-j} + v_t^y$$

$$Z_t = \sum_{k=1}^n \gamma_k Y_{t-k} + \sum_{l=1}^n \delta_l Z_{t-l} + v_t^z$$

Utilizando-se esse modelo, têm-se dois possíveis choques, um em cada variável. Relacionados a cada choque, têm-se duas funções respostas, uma em cada variável. No total, têm-se quatro funções respostas relacionadas ao modelo VAR, podendo-se, portanto, estudar o impacto de um choque de uma variável nos valores da própria variável ou nos valores da outra variável.

No capítulo a seguir serão abordados os dados utilizados neste trabalho.

## 4. AMOSTRA: DADOS UTILIZADOS

### 4.1. DADOS

O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo( IPCA), produzido pelo IBGE desde 1979, tem por objetivo medir a inflação de uma cesta de produtos, referentes ao consumo pessoal de famílias cujo rendimento varia entre 1 e 40 salários mínimos. As pesquisas são feitas nas Regiões Metropolitanas do Rio de Janeiro, Porto Alegre, Belo Horizonte, Recife, São Paulo, Belém, Fortaleza, Salvador e Curitiba, além de Brasília e do município de Goiânia. A inflação é uma variável de extrema importância para as famílias, visto que um aumento generalizado nos níveis de preço pode acarretar num menor poder de compra caso o aumento não seja acompanhado por uma elevação da renda. O Banco Central do Brasil, que tem, entre outras atribuições, o mandato de “assegurar a estabilidade do poder de compra da moeda”, utiliza o IPCA como indicador em seu regime de metas para a inflação. Diversos derivados do petróleo compõem a cesta teórica de produtos cujos preços são medidos pelo IPCA. A gasolina, por exemplo, tinha um peso de 3,83% na cesta do IPCA de outubro de 2015 (IBGE).

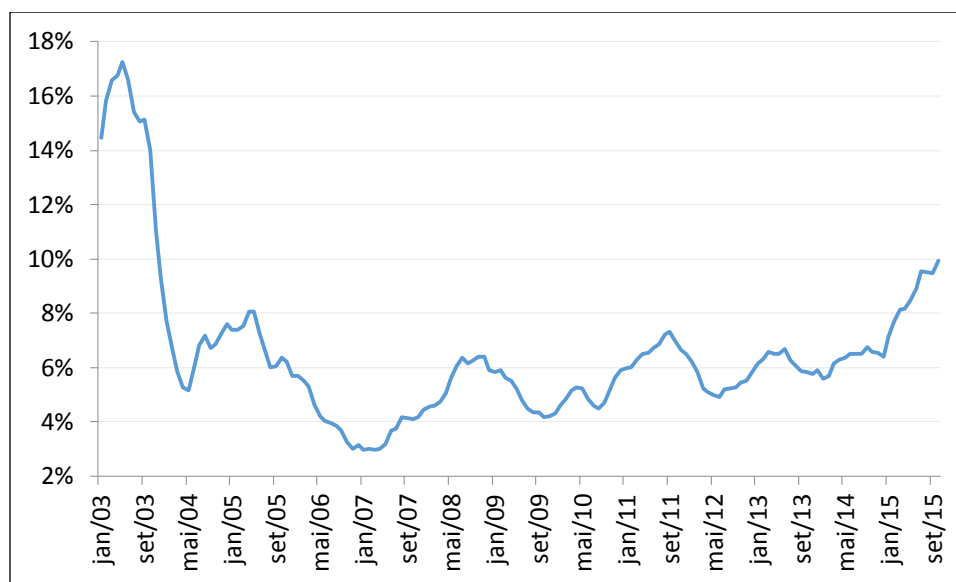
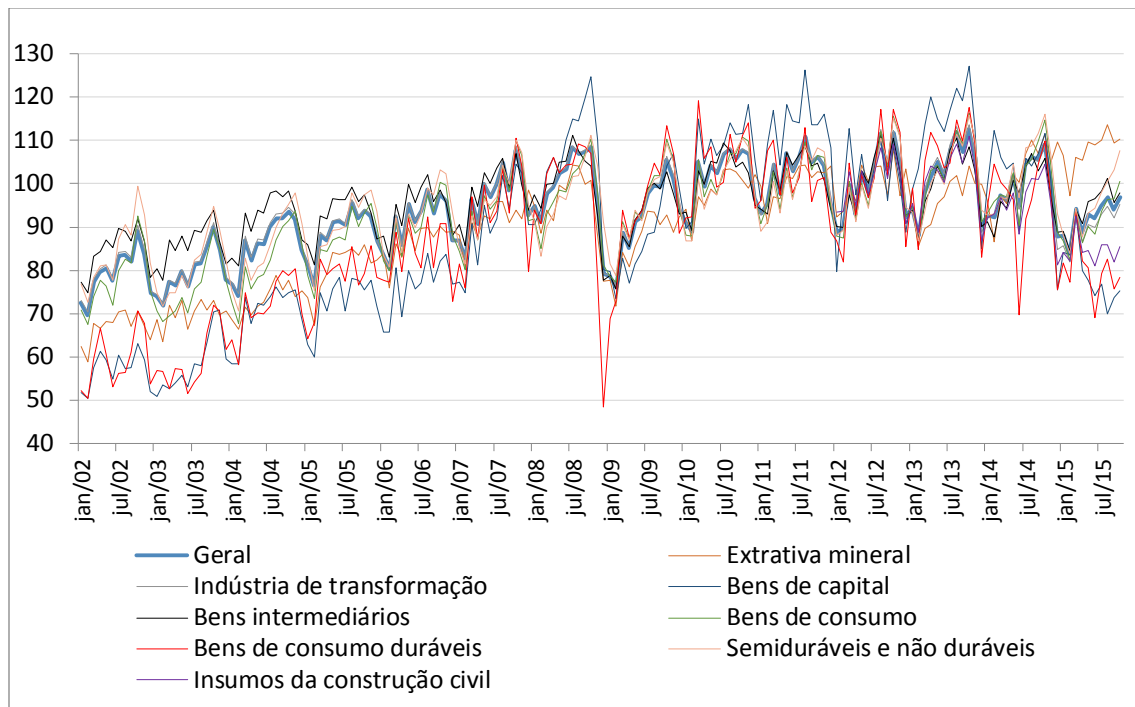


Figura 4: Variação anual do IPCA petróleo (Elaboração própria com dados do IBGE, 2015).

Os índices de produção industrial, divulgados mensalmente pelo IBGE, têm como objetivo fornecer estimativas do produto real industrial no período, refletindo o valor agregado pela indústria. Segundo o IBGE (2004), o índice é calculado através do acompanhamento do volume produzido de cerca de 830 produtos em 3700 locais industriais. Devido a sua divulgação mensal, é publicado com uma defasagem mínima para o período de referência, e é um indicador preliminar do Produto Interno Bruto (PIB), divulgado trimestralmente e, conseqüentemente, com uma defasagem de três meses para o período de referência. Os índices são divulgados por estado, para Amazonas, Pará, Ceará, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Goiás. Adicionalmente o índice é divulgado segundo categorias de uso da produção industrial:

- Geral (consolidado);
- Extrativa mineral;
- Indústria de transformação;
- Bens de capital;
- Bens intermediários;
- Bens de consumo consolidado;
- Bens de consumo duráveis;
- Bens de consumo não duráveis;
- Insumos da construção civil.

Os dados utilizados neste trabalho foram dos índices mensais de produção industrial por categoria de uso como classificado na lista acima, entre janeiro de 2002 e outubro de 2015, exceto para o índice de insumos da construção civil, disponível apenas desde janeiro de 2012.



**Figura 5: Índices de produção industrial brasileira (Elaboração própria com dados do IBGE, 2015).**

O Índice Bovespa (IBOVESPA) é o principal índice de lucratividade das ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo. Seu desempenho representa o de uma carteira teórica das ações com maior negociabilidade e representatividade do mercado brasileiro. Os pesos dos ativos na carteira são ponderados pelo valor de mercado em circulação, ou *free float*, e são rebalanceados ou substituídos quadrimestralmente, com o intuito de manter sua representatividade do mercado como um todo. A carteira para o primeiro quadrimestre de 2016 contém 61 ações. A série utilizada para o índice Bovespa foi uma série da cotação mensal do índice em dólares norte-americanos, obtida na base de dados da Bloomberg.

Índice Bovespa - Jan/Abril 2016							
Código	Part.	Código	Part.	Código	Part.	Código	Part.
ITUB4	10,7%	KROT3	2,2%	PCAR4	0,9%	CESP6	0,3%
ABEV3	7,9%	BBAS3	1,7%	SBSP3	0,9%	CSNA3	0,3%
BBDC4	6,8%	BBDC3	1,7%	TIMP3	0,8%	MRVE3	0,3%
BRFS3	5,1%	KLBN11	1,6%	SANB11	0,8%	MRFG3	0,3%
PETR4	3,8%	FIBR3	1,6%	BRML3	0,7%	SMLE3	0,3%
CIEL3	3,7%	LREN3	1,5%	CPFE3	0,7%	HGTX3	0,3%
ITSA4	3,3%	CCRO3	1,5%	CMIG4	0,6%	CYRE3	0,3%
PETR3	3,3%	CTIP3	1,3%	NATU3	0,6%	RUMO3	0,2%
UGPA3	3,0%	WEGE3	1,2%	GGBR4	0,6%	OIBR3	0,2%
JBSS3	2,9%	LAME4	1,2%	CSAN3	0,5%	BRAP4	0,2%
VALE5	2,8%	HYPE3	1,1%	ESTC3	0,5%	ECOR3	0,1%
BVMF3	2,7%	BRKM5	1,0%	RENT3	0,5%	GOAU4	0,1%
VALE3	2,7%	SUZB5	1,0%	QUAL3	0,4%	USIM5	0,1%
VIVT4	2,4%	RADL3	1,0%	MULT3	0,4%		
BBSE3	2,3%	TBLE3	1,0%	ENBR3	0,4%		
EMBR3	2,2%	EQTL3	1,0%	CPLE6	0,3%		

Tabela 1: Composição do índice Bovespa para o primeiro quadrimestre de 2016 (Elaboração própria com dados da BMF, 2016).

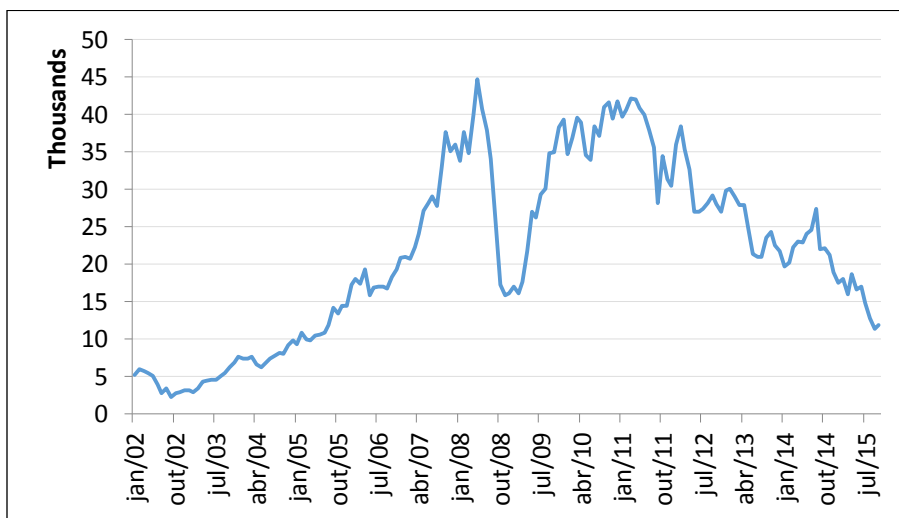


Figura 6: Cotação em pontos do Ibovespa em US\$ (Elaboração própria com dados do Bloomberg, 2016).

Para os dados da taxa de câmbio entre dólares norte-americanos e reais, também foi utilizada uma série com dados mensais obtidas na base de dados do Bloomberg. A série representa o preço de mercado à vista do dólar norte-americano em reais (preço *Spot*).



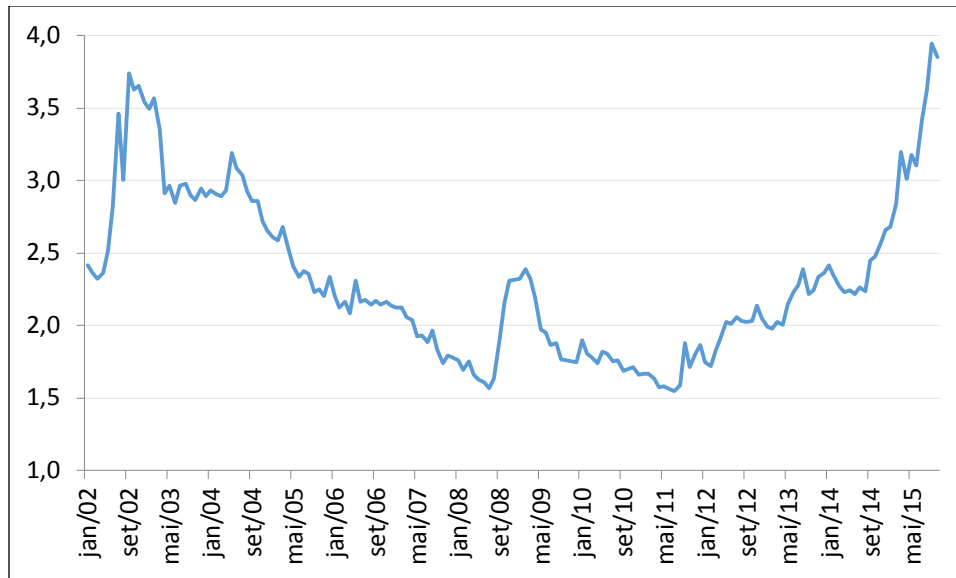


Figura 7: Cotação do câmbio Real/US\$ (Elaboração própria com dados do Bloomberg, 2016).

## 4.2. RESUMOS ESTATÍSTICOS E ESTACIONARIEDADE

Foram realizados resumos estatísticos para todas as séries temporais utilizadas. Os resumos têm como objetivo observar a dispersão dos valores das séries temporais, com a obtenção de valores máximos, mínimos, da média e da mediana, além de assimetria e curtose dessas séries. Para testar a normalidade das variáveis, foi utilizado o teste de Jarque-Bera. O teste de Jarque-Bera consiste em testar hipótese nula:

$H_0$ : a variável possui distribuição normal, sendo a hipótese alternativa

$H_1$ : a variável não possui distribuição normal

Para tal, o teste faz uso da estatística de teste JB abaixo, onde S é o coeficiente de assimetria, K é o coeficiente de curtose e N o tamanho da amostra.

$$JB = \left[ \frac{N}{6} \right] * \left[ S^2 + \frac{(K - 3)^2}{4} \right]$$

A estatística JB segue uma distribuição qui-quadrado com 2 graus de liberdade ( ver Salles (2010)). Se o valor da estatística de teste for maior do que o valor crítico da distribuição qui-quadrado com certo grau de significância, rejeita-se a hipótese nula de normalidade.

Como observado anteriormente, a não estacionariedade é um problema recorrente no estudo de séries temporais. Por isso, foram calculados os retornos logarítmicos de todas as series estudadas. Adicionalmente, também foram realizados resumos estatísticos e testes de estacionariedade para todos os retornos, ou variação das séries temporais utilizadas. Os retornos foram definidos como:

$$\text{Retorno de } X_t = \ln\left(\frac{X_t}{X_{t-1}}\right)$$

A Tabela 2 ilustra os resultados dos resumos estatísticos das séries macroeconômicas estudadas. Os resultados para as séries de produção industrial são demonstrados separadamente.

Série	IBOV_USD	INDICE_IPCA	BRENT_USD	USDBRL
Mean	21658,5	2970,1	72,1	2,3
Median	21148,5	2888,8	70,0	2,2
Maximum	44672,3	4406,0	132,7	3,9
Minimum	2256,6	1822,1	19,4	1,5
Std. Dev.	11968,0	667,4	31,2	0,6
Skewness	0,07	0,30	0,06	0,88
Kurtosis	1,83	2,19	1,77	3,10
Jarque-Bera	9,5	7,1	10,6	21,3
Probability	0,01	0,03	0,00	0,00
Sum	3595318	493034	11976	384
Sum Sq. Dev.	23600000000	73493673	160331	51
Observations	166	166	166	166

Tabela 2: Resumo estatístico das séries macroeconômicas brasileiras (Elaboração própria).

Durante o período estudado, o preço do barril de petróleo do tipo Brent oscilou entre 19.4 e 132.7 dólares norte-americanos, com média e mediana próximas dos 70 dólares norte-americanos. O preço do petróleo do tipo Brent apresentou coeficiente assimetria quase nulo, um baixo coeficiente de curtose, com valor de 1,8, e um desvio padrão de 31,2 dólares norte-americanos. A taxa de câmbio para reais por dólares norte-americanos teve cotação média de 2,2 reais por dólar norte-americano, com valores máximos e mínimos de 3,9 e 1,5, respectivamente. A taxa de câmbio apresentou um coeficiente de assimetria próximo de 1, coeficiente de curtose de 3,1 e desvio padrão de 0,6. O índice Bovespa em dólares norte-americanos oscilou entre 2256 e 44672 pontos, com valor médio de 21658 pontos e mediana de 21148 pontos. O índice Bovespa apresentou um desvio padrão de 11966, com coeficiente de assimetria praticamente nulo e coeficiente de curtose de 1,8. O índice de inflação IPCA oscilou no período entre 1822 e 4406, com média e mediana de 2970 e 2888, respectivamente. O índice IPCA apresentou coeficiente de assimetria de 0,3, coeficiente de curtose de 2,2 e desvio padrão de 667,4.

O preço do petróleo do tipo Brent, o índice Bovespa e a taxa de câmbio Real/US\$ apresentaram valores altos para seus desvios padrões, quando comparados com suas respectivas médias. Segundo os resultados dos testes de Jarques-Bera, pode-se rejeitar, a um nível de significância de 5%, a hipótese nula de normalidade para as quatro séries acima.

Séries	Produção Industrial Geral	Bens de consumo	Bens de consumo duráveis	Extrativa mineral	Indústria de transformação	Bens de capital	Bens intermediários	Semiduráveis e não duráveis	Insumos da construção Civil
Mean	93,7	92,6	87,3	89,5	93,9	88,2	95,5	94,3	95,8
Median	93,8	93,4	89,8	91,6	93,4	88,5	95,9	94,3	96,2
Maximum	112,6	116,3	119,3	113,7	113,7	127,1	111,4	116,2	110,9
Minimum	69,7	67,4	48,5	58,9	70,4	50,4	74,8	70,5	81,1
Std. Dev.	10,0	11,4	17,8	13,3	10,1	20,5	8,2	10,2	8,5
Skewness	-0,2	-0,2	-0,3	-0,4	-0,2	-0,1	-0,3	-0,1	-0,2
Kurtosis	2,3	2,4	2,2	2,0	2,3	1,9	2,5	2,4	1,9
Jarque-Bera	4,96	3,54	7,76	9,99	4,51	9,12	3,99	2,53	2,46
Probability	0,084	0,170	0,021	0,007	0,105	0,010	0,136	0,282	0,293
Sum	15558	15373	14489	14854	15594	14639	15848	15648	4405
Sum Sq. Dev.	16610	21532	52468	29345	16748	69165	11169	17197	3288
Observations	166	166	166	166	166	166	166	166	46

**Tabela 3: Resumo estatístico das séries de produção industrial brasileira (Elaboração própria).**

A Tabela 3 apresenta os resultados para as séries temporais de produção industrial brasileira. Como esperado, as séries de produção industrial brasileira apresentam médias e medianas próximas de 100, o valor base para 2012. O índice de produção industrial de bens de capital apresentou a menor média, com valor de 88,5, enquanto a série de produção industrial de insumos da construção civil apresentou a maior média, com um valor de 96,2. Os desvios padrões das séries de produção industrial apresentam comportamento variado. O desvio padrão do índice de produção industrial de bens de capital, por exemplo, é mais que o dobro do de bens intermediários e de insumos da construção civil. A série de produção industrial de bens de capital apresenta, também, o maior máximo, de 127,1, enquanto a série de produção industrial de bens de consumo duráveis apresenta o menor mínimo, no valor de 48,5. Da mesma forma, os coeficientes de curtose e a assimetria das séries de produção industrial apresentam comportamentos variados entre as séries estudadas.

Segundo os resultados obtidos com os testes de Jarques-Bera, pode-se rejeitar a hipótese nula de normalidade, a um nível de significância de 5%, para as séries temporais de produção industrial de bens de consumo duráveis, extrativa mineral e bens de capital.

Os retornos mensais logarítmicos das séries temporais macroeconômicas apresentam médias e medianas com valores absolutos baixos, como pode ser observado na Tabela 4. Com exceção da mediana do retorno da taxa de câmbio Real/US\$, com valor negativo de 0,6%, todas as médias e medianas dos retornos apresentaram valor positivo. Os desvios padrões, coeficientes de assimetria e curtose apresentaram comportamentos variados entre essas séries. Enquanto o retorno do IPCA apresentou valores máximos, mínimos e desvio padrão relativamente baixos, os retornos dos preços de petróleo do tipo Brent, do índice Bovespa e da taxa de câmbio Real/US\$ apresentam comportamento mais voláteis, ou desvios padrões mais elevados. Os retornos mensais do índice Bovespa apresentam, também, o maior valor máximo e o menor valor mínimo, com valores de 25% e -43%, respectivamente. Os coeficientes de assimetria das séries dos retornos do preço do petróleo do tipo Brent e do índice Bovespa apresentaram valores negativos, enquanto as séries dos retornos do índice IPCA e da taxa de câmbio Real/US\$ apresentaram valores positivos. Todas as séries dos retornos apresentaram coeficientes de curtose elevados, com destaque para os retornos do índice IPCA, com coeficiente de 14,7. Segundo os testes de

Jarque-Bera, rejeita-se, a um nível de significância de 5%, a hipótese de normalidade para todos os retornos de todas as quatro séries temporais macroeconômicas estudadas.

Série (Retornos)	IBOV_USD	INDICE_IPCA	BRENT_USD	USDBRL
Mean	0,005	0,005	0,006	0,003
Median	0,010	0,005	0,017	-0,006
Maximum	0,250	0,030	0,196	0,218
Minimum	-0,429	-0,002	-0,311	-0,141
Std. Dev.	0,111	0,004	0,090	0,053
Skewness	-0,831	2,543	-1,027	1,026
Kurtosis	4,958	14,699	4,691	6,067
Jarque-Bera	45,4	1118,8	48,7	93,6
Probability	0,00	0,00	0,00	0,00
Sum	0,8	0,9	0,9	0,5
Sum Sq. Dev.	2,0	0,0	1,3	0,5
Observations	165	165	165	165

**Tabela 4: Resumo estatístico dos retornos das séries macroeconômicas (Elaboração própria).**

Os retornos mensais logarítmicos das séries de produção industrial brasileiras apresentam médias e medianas baixas, na sua grande maioria, menores que 1%, como pode ser observado na Tabela 5. Destacam-se os altos módulos do retorno mínimo da série de produção industrial de bens de capital, que alcançou -39%, e do retorno máximo da série de produção industrial de bens de consumo duráveis (+35%). A série dos retornos da produção industrial de bens de consumo duráveis também apresentou o maior desvio padrão, com um valor de 12,5%. Os coeficientes de curtoses e de assimetrias dos retornos das séries de produção industrial brasileira apresentaram comportamentos bastante variados. Somente os retornos da série de produção industrial geral, extrativa mineral e bens intermediários apresentaram coeficientes de assimetria positivos. Os coeficientes de curtose apresentaram valores em torno de três, valor característico de uma distribuição normal. O coeficiente de curtose obtido mais distante desse valor foi o dos retornos da série de produção industrial de bens de consumo duráveis, com um valor de 4,07. Segundo os

testes de Jarques Bera realizados, a um nível de significância de 5%, pode-se rejeitar a hipótese nula de normalidade apenas para as séries de bens de consumo duráveis e bens de capital. O número de observações para todos os retornos, ou das variações, é uma unidade menor do que o número de observações das respectivas séries originais, visto que não é possível calcular o retorno para o primeiro valor das séries.

Séries (Retornos)	Produção Industrial Geral	Bens de consumo	Bens de consumo duráveis	Extrativa mineral	Indústria de transformação	Bens de capital	Bens intermediários	Semiduráveis e não duráveis	Insumos da construção Civil
Mean	0,002	0,002	0,002	0,003	0,002	0,002	0,001	0,002	-0,002
Median	0,000	0,008	0,011	0,001	0,002	0,005	-0,002	0,007	0,005
Maximum	0,166	0,180	0,350	0,159	0,170	0,233	0,148	0,160	0,126
Minimum	-0,196	-0,188	-0,470	-0,138	-0,200	-0,317	-0,176	-0,163	-0,177
Std. Dev.	0,065	0,076	0,125	0,056	0,067	0,098	0,059	0,070	0,072
Skewness	0,077	-0,088	-0,379	0,055	-0,030	-0,390	0,254	-0,076	-0,424
Kurtosis	3,143	2,732	4,069	2,998	3,246	3,897	3,059	2,298	2,608
Jarque-Bera	0,30	0,70	11,82	0,08	0,44	9,71	1,80	3,54	1,64
Probability	0,859	0,703	0,003	0,959	0,802	0,008	0,407	0,170	0,441
Sum	0	0	0	1	0	0	0	0	0
Sum Sq. Dev.	1	1	3	1	1	2	1	1	0
Observations	165	165	165	165	165	165	165	165	45

**Tabela 5: Resumo estatístico dos retornos das séries de produção industrial brasileira (Elaboração própria).**

Podem ser observados na Tabela 6 os resultados dos testes de estacionariedade de Dickey Fuller aumentado para as séries macroeconômicas. São ilustrados os valores da estatística de testes e seu respectivo valor p, além do número de defasagens utilizados. Como descrito anteriormente, o número de defasagens utilizado nos modelos autoregressivos foi determinado pelo critério de Akaike. Como esperado, podemos rejeitar a hipótese de estacionariedade para as quatro séries.

Estacionariedade	Estatística <i>t</i>	Valor p	Defasagens
Brent USD	-2,250	0,190	1
Indice_IPCA	1,961	1,000	9
USDBRL	-0,677	0,848	7
IBOV USD	-1,616	0,472	1

**Tabela 6: Teste de estacionariedade das séries macroeconômicas (Elaboração própria).**

Na Tabela 7 são apresentados os resultados dos testes de estacionariedade das séries temporais de produção industrial brasileira. Ao nível de significância de 10%, não se pode rejeitar a hipótese de estacionariedade para as séries temporais de produção industrial de bens intermediários e de insumos de construção civil. Para as outras séries temporais, inclusive para a série de produção industrial geral, podemos rejeitar a hipótese de estacionariedade.

Estacionariedade	Estatística <i>t</i>	Valor p	Defasagens
Produção Industrial GERAL	-2,13	0,232	13
Extrativa mineral	-1,30	0,631	12
Indústria de transformação	-2,11	0,240	13
Bens de capital	-1,92	0,324	13
Bens intermediários	-2,69	0,079	12
Bens de consumo	-1,80	0,379	13
Bens de consumo duráveis	-1,82	0,368	12
Semiduráveis e não duráveis	-1,77	0,392	13
Insumos da construção civil	-2,72	0,078	0

**Tabela 7: Teste de estacionariedade das séries de produção industrial brasileira (Elaboração própria).**

Para as séries dos retornos das variáveis macroeconômicas, como esperado, a situação se inverte: não se pode rejeitar a hipótese de estacionariedade para nenhuma das séries temporais estudadas, conforme pode ser observado nos resultados da Tabela 8. Conclui-se, portanto, que todas as séries temporais macroeconômicas estudadas são todas integradas de ordem um, ou estacionárias por diferenças.

Estacionariedade (retornos)	Estatística <i>t</i>	Valor p	Defasagens
Brent USD	-5,825	0,000	5
Índice_IPCA	-2,868	0,052	8
USDBRL	-7,284	0,000	1
IBOV USD	-12,019	0,000	0

**Tabela 8: Teste de estacionariedade dos retornos das séries macroeconômicas (Elaboração própria).**

Finalmente, para os retornos das séries temporais da produção industrial brasileira foram obtidos os seguintes resultados: a um nível de significância de 10%, não se rejeita a hipótese de estacionariedade para a grande maioria das séries; rejeita-se essa hipótese apenas para os retornos das séries temporais da produção industrial de transformação, de

bens de capital e de bens semiduráveis e não duráveis, como pode ser observado na Tabela 9.

Os resultados obtidos para os testes de cointegração e causalidade e as funções impulso respostas estão ilustrados no capítulo seguinte.

Estacionariedade (retornos)	Estatística $t$	Valor p	Defasagens
Produção Industrial GERAL	-2,64	0,087	12
Extrativa mineral	-3,90	0,003	11
Indústria de transformação	-2,49	0,119	12
Bens de capital	-2,23	0,196	12
Bens intermediários	-3,07	0,031	11
Bens de consumo	-2,22	0,201	13
Bens de consumo duráveis	-3,97	0,002	11
Semiduráveis e não duráveis	-2,28	0,180	13
Insumos da construção civil	-8,98	0,000	0

**Tabela 9: Teste de estacionariedade dos retornos das séries de produção industrial brasileira (Elaboração própria).**



## 5. RESULTADOS OBTIDOS

Como descrito anteriormente, foi utilizado o teste de Engle-Granger para se examinar a cointegração das séries temporais estudadas com o preço do petróleo. Nos testes de cointegração de Engle-Granger foram realizados duas regressões para cada par de séries temporais. Em uma delas, uma variável é dependente e a outra de independente. Na segunda regressão a relação de dependência se inverte. Pode-se aceitar a hipótese nula de inexistência de cointegração apenas se os dois testes indicarem essa hipótese. Caso isso não aconteça, deve-se rejeitar a hipótese nula e concluir que as séries são cointegradas e que, portanto, existe uma relação de longo prazo entre elas.

Segundo os resultados na Tabela 10, a um nível de significância de 10%, o preço do petróleo do tipo Brent é cointegrado com os índices de produção industrial geral, de bens intermediários, de indústria de transformação e de bens da construção civil. É importante reiterar que, como as séries de produção industrial de bens de capital, bens de consumo e de bens semiduráveis e não duráveis são integradas de ordem superior a 1 (não são estacionárias por diferença), não seria apropriado utiliza-las nos testes de cointegração de Engle-Granger.

Série	Defasagens	Cointegração			
		Séries como dependentes		Brent como dependente	
		Estatística tau	Valor p	Estatística tau	Valor p
IBOV USD	13	-1,814	0,624	-2,395	0,331
IPCA	13	-0,015	0,987	-1,905	0,578
USDBRL	13	-0,079	0,985	-2,480	0,292
Produção industrial Geral	13	-3,076	0,099	-2,429	0,316
Bens de consumo duráveis	13	-2,683	0,211	-2,870	0,151
Bens intermediários	13	-3,613	0,027	-2,115	0,470
Extrativa mineral	13	-1,129	0,876	-2,308	0,373
Indústria de transformação	13	-3,152	0,084	-2,370	0,343
Insumos da construção civil	9	-4,474	0,004	-2,884	0,161

**Tabela 10: Resultado dos testes de cointegração de Engle-Granger (Elaboração própria).**

Para as séries que não apresentaram cointegração, foram utilizados modelos VAR para compreender o comportamento dos retornos e, principalmente, a relevância dos retornos do preço do petróleo nas mesmas. Os modelos foram construídos utilizando os

retornos das séries estudadas porque, como observado nos resultados da Tabela 6 e da Tabela 7, as séries originais não apresentam comportamento estacionário.

Os modelos VAR foram todos realizados utilizando um número de defasagens escolhidas pelo critério de Akaike, limitados a 12 meses, ou 12 defasagens. Os valores para o critério de Akaike para diversas defasagens podem ser observados na Tabela 11, na qual o número de defasagens escolhido para cada modelo é indicado por asteriscos.

Critério de Akaike - Modelos Var para retornos do Brent e retornos das séries						
Defasagens	Ret_IBOV	Ret_IPCA	USDBRL	Bens de cons.duráveis	Bens intermediários	Extrativa mineral
0	-3,800392	-10,89374	-5,304389	-3,298094	-4,813021	-4,912115
1	-3.994418*	-11,56053	-5.500918*	-3,477224	-4,999366	-5,19944
2	-3,963923	-11,54452	-5,488092	-3,451759	-5,054466	-5,241927
3	-3,919868	-11,49541	-5,481585	-3,452573	-5,009258	-5,21461
4	-3,89198	-11,5001	-5,469661	-3,604064	-5,132704	-5,266551
5	-3,90744	-11,50027	-5,472578	-3,584035	-5,106933	-5,257775
6	-3,884006	-11,5184	-5,464098	-3,647047	-5,182142	-5,410184
7	-3,8652	-11,55333	-5,425254	-3,616163	-5,247478	-5,398387
8	-3,825598	-11.61526*	-5,395785	-3,59375	-5,273184	-5,396925
9	-3,802984	-11,5911	-5,392633	-3,610383	-5,485575	-5,406147
10	-3,810099	-11,5885	-5,396992	-3,611883	-5,466023	-5,372724
11	-3,778088	-11,5798	-5,355576	-3,805965	-5,687623	-5,464671
12	-3,740584	-11,54656	-5,340772	-3.932190*	-6.179388*	-5.612951*

**Tabela 11: Critério de Akaike para os modelos VAR (Elaboração própria).**

O modelo VAR para os retornos preços de petróleo do tipo Brent e do índice Bovespa, por exemplo, foi construído utilizando apenas a primeira defasagem, enquanto o modelo VAR para dos retornos preços de petróleo do tipo Brent e do índice IPCA utilizou oito defasagens. Os coeficientes estimados, os desvios padrões e o valor p dos coeficientes estimados em cada um dos modelos VAR com o auxílio do *software* Eviews podem ser observados Apêndice.

A partir dos modelos VAR estimados, foram realizados testes de causalidade no sentido de Granger dos retornos dos preços de petróleo do tipo Brent nos retornos das variáveis macroeconômicas aqui estudadas. Isso é, se os retornos passados do petróleo tipo Brent utilizados no modelo causam ou ajudam a prever as variações atuais das variáveis estudadas. Como descrito anteriormente, o teste de causalidade de Granger consiste em testar

a hipótese de que todos os coeficientes defasados da regressão são conjuntamente iguais a zero. Os resultados desses testes podem ser observados na Tabela 12

Causalidade		
Variavel (retornos)	Chi square	valor p
IBOV	3,38	0,0659
IPCA	13,86	0,0854
USDBRL	8,78	0,003
Bens duráveis	41,75	0
Bens intermediários	44,61	0
Ind. extrativa mineral	36,84	0,0002

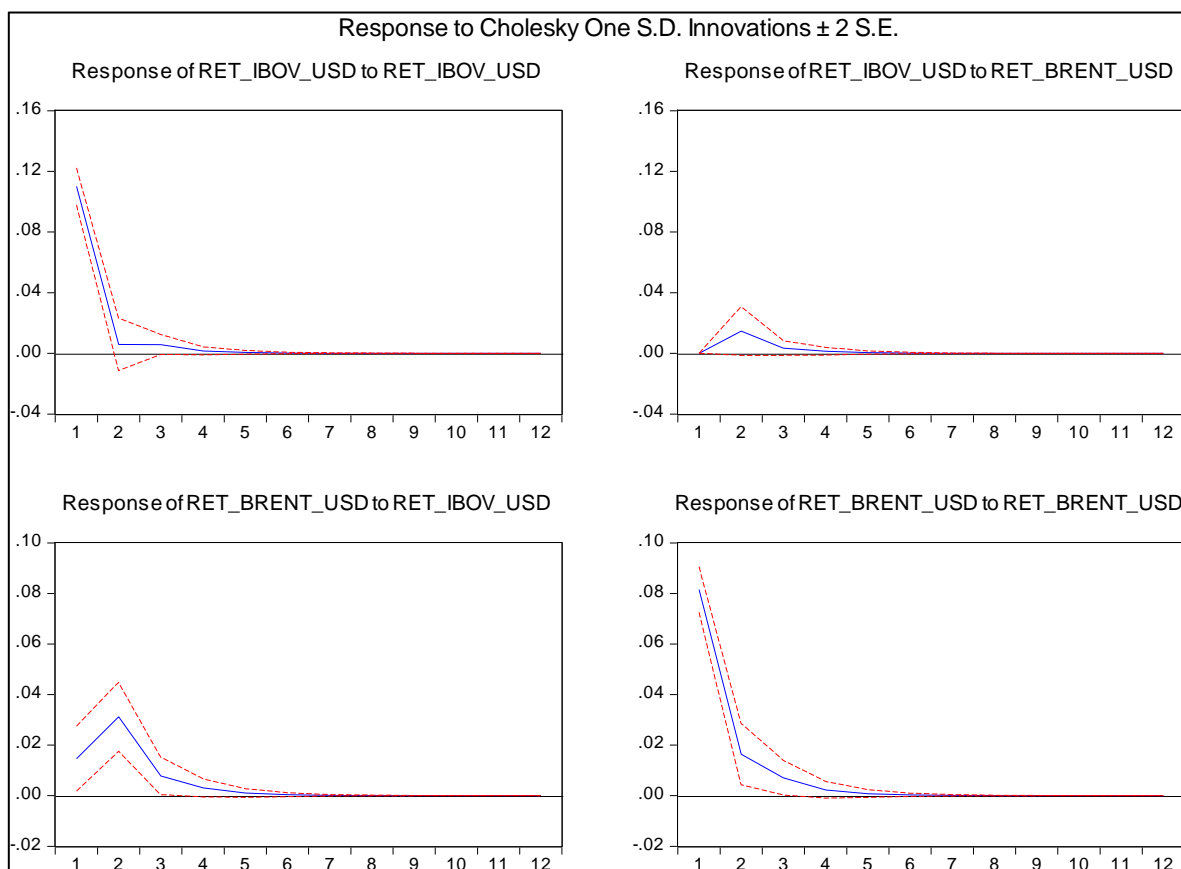
**Tabela 12: Resultado dos testes de causalidade (Elaboração própria).**

A um nível de significância de 10%, pode-se concluir que os retornos do preço do Brent causam, no sentido de Granger, os retornos do índice Bovespa, do IPCA, da taxa de câmbio e das séries de produção industrial de bens de consumo duráveis, bens intermediários e da indústria extrativa mineral. Portanto, pode-se concluir que valores passados dos retornos do Brent ajudam a compreender os retornos das variáveis estudadas acima.

Com os modelos VAR estimados, foram obtidos também funções impulso respostas aos choques para os seis modelos propostos. Como descrito anteriormente, cada modelo VAR tem quatro funções impulso respostas associados. Essas funções estão ilustradas nas Figuras 8 a Figura 12, mostradas a seguir. As linhas azuis apresentam o comportamento esperado da variável dependente perante a um choque, enquanto as linhas vermelhas pontilhadas demonstram respostas a um erro médio acima e um abaixo do esperado.

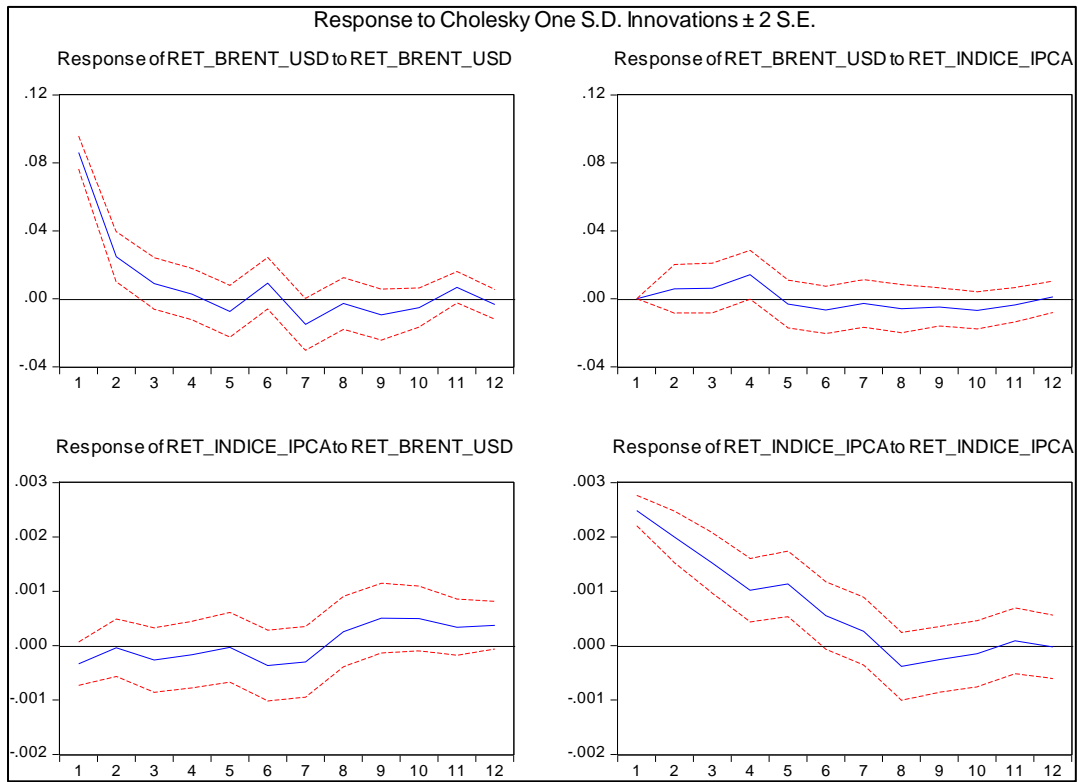
A Figura 8 ilustra as funções respostas do modelo VAR para os retornos do petróleo do tipo Brent e os retornos do Ibovespa, medido em dólares norte-americanos. Impactos de um choque aleatório no retorno do Ibovespa no próprio retorno do índice parecem se dissipar rapidamente, em torno de quatro meses. O mesmo pode-se dizer dos impactos dos choques aleatórios no retorno do petróleo do tipo Brent no próprio retorno do petróleo do tipo Brent, que se dissipam em torno de 5 meses. A resposta do retorno do Ibovespa a um

impacto de 8% no retorno do petróleo do tipo Brent é positivo, com magnitude de 3%, com impacto defasado de 2 meses e efeito dissipado rapidamente.

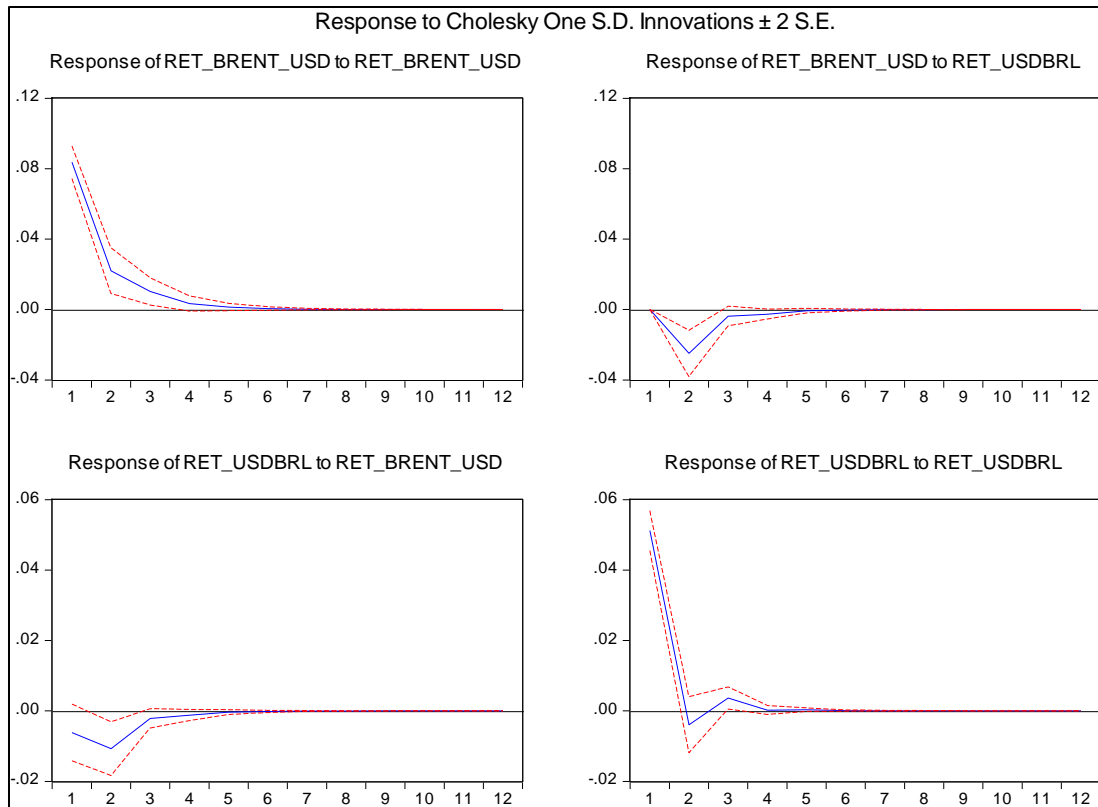


**Figura 8: Funções respostas para retorno do Ibovespa (Elaboração própria).**

A Figura 9 ilustra as funções respostas para o modelo VAR para os retornos do petróleo do tipo Brent e dos retornos do índice IPCA. Como esperado, os impactos das variáveis em si mesmas são positivos. A resposta dos retornos do petróleo a impactos nos retornos do índice IPCA parecem ser irrelevantes. A recíproca, no entanto, não é verdadeira: um impacto de 8% no retorno do petróleo do tipo Brent apresenta um impacto positivo de 0,5% no retorno do índice IPCA, com uma resposta defasada em aproximadamente em 10 meses.



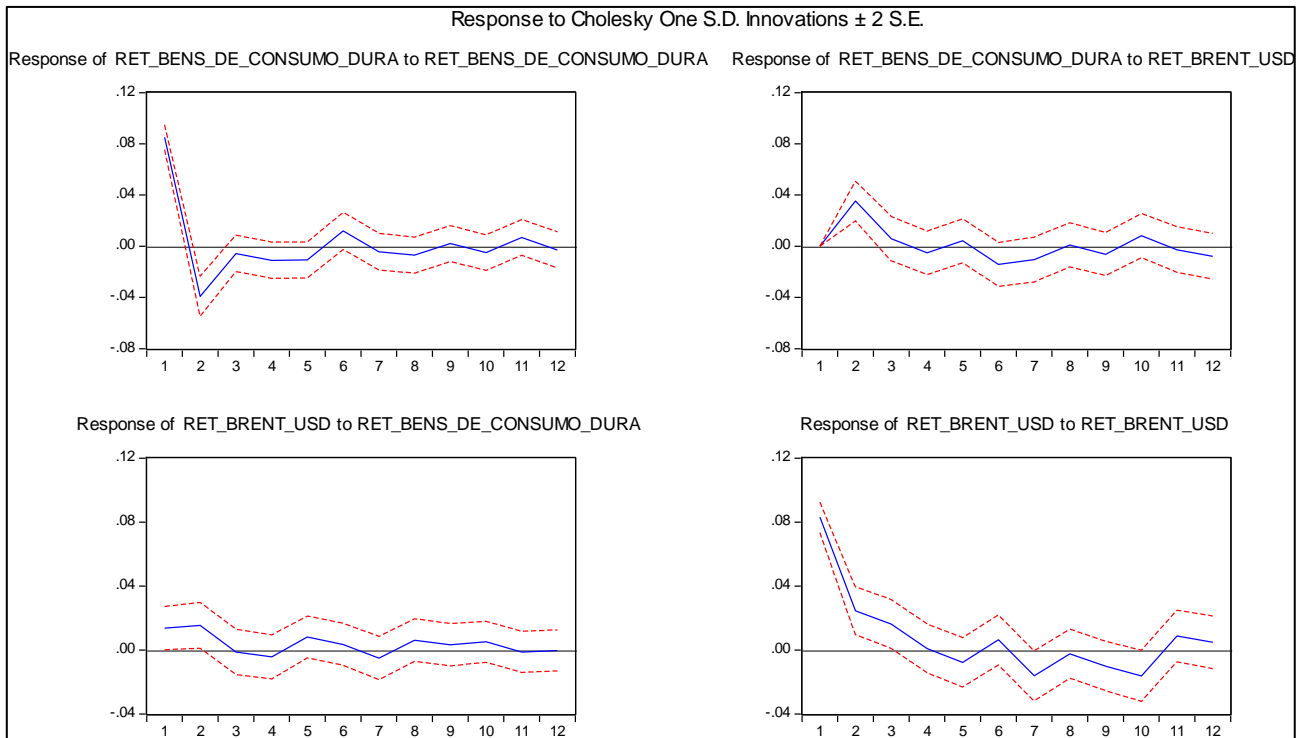
**Figura 9: Funções respostas para retorno do IPCA (Elaboração própria).**



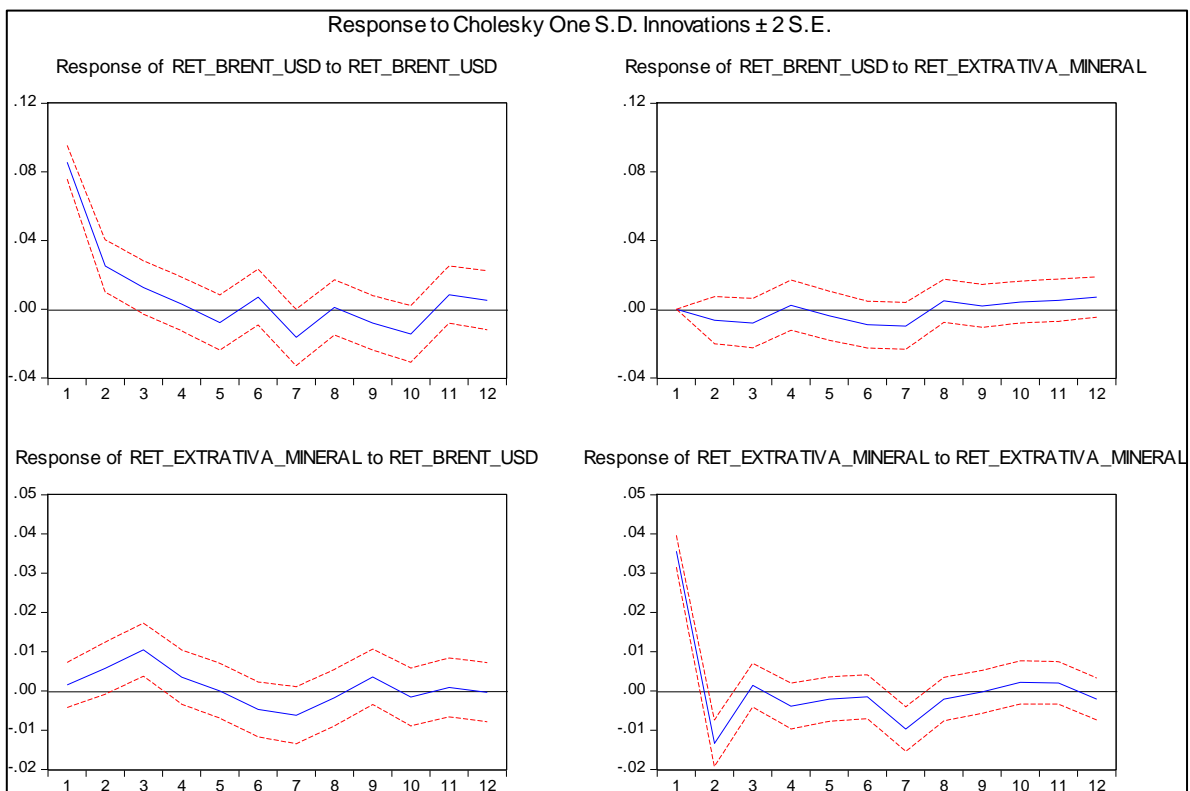
**Figura 10: Funções respostas para retorno da taxa de câmbio Real/US\$ (Elaboração própria).**

A Figura 10 ilustra as funções respostas para o modelo VAR para os retornos do petróleo do tipo Brent e dos retornos da taxa de câmbio. No modelo, os retornos da taxa de câmbio Real/US\$ respondem negativamente a um choque nos retornos do petróleo. O efeito, no entanto é dissipado rapidamente. Para um choque de 8% no retorno do petróleo do tipo Brent, tem-se uma resposta negativa de aproximadamente 1% no retorno da taxa de câmbio Real/US\$. A Figura 11 ilustra as funções respostas para o modelo VAR para os retornos do petróleo do tipo Brent e dos retornos do índice de produção industrial de bens de consumo duráveis. O índice responde rapidamente a um choque de 8% no preço do petróleo com um variação positiva de 1,5%, dissipado em torno de 3 meses.

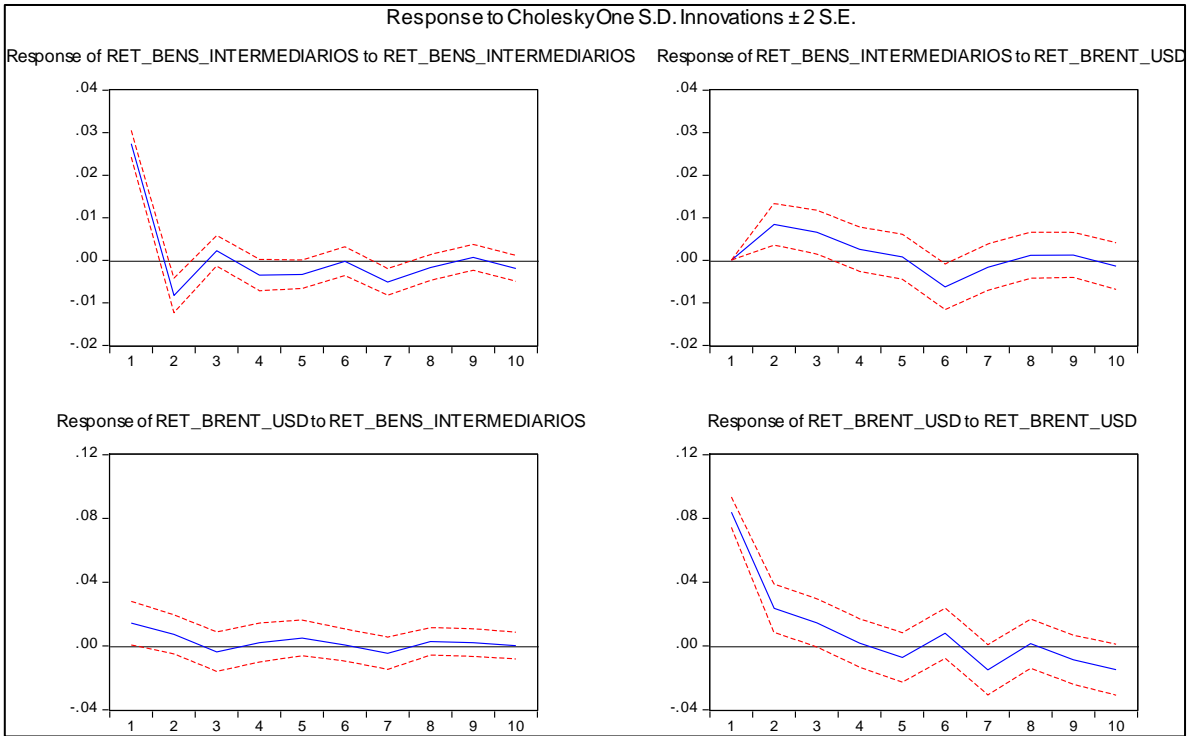
A Figura 12 e a Figura 13 ilustram, respectivamente, as funções respostas para o modelo VAR para os índices de produção industrial extrativa mineral e bens intermediários. Ambos apresentam respostas menos relevantes a choques nos retornos do preço do petróleo. Os retornos do índice de produção industrial extrativa mineral apresentam uma resposta de 0,05%, com defasagem de 3 meses, a um choque de 8% no retorno dos preços do petróleo do tipo Brent, dissipado rapidamente. Os retornos do preço do petróleo do tipo Brent não apresentam resposta significativa a choques no retorno do índice de produção industrial extrativa mineral. Os retornos do índice de bens intermediários apresentam uma resposta de 1% a um choque de 8% no retorno do preço do petróleo, também com resposta dissipada de forma rápida.



**Figura 11: Funções respostas para retorno do índice de produção industrial de bens de consumo duráveis (Elaboração própria).**



**Figura 12: Funções respostas para retorno do índice de produção industrial extrativa mineral (Elaboração própria).**



**Figura 13: Funções respostas para retorno do índice de produção industrial de bens intermediários (Elaboração própria).**



## 6. COMENTÁRIOS FINAIS

Este trabalho teve como objetivo verificar hipóteses que permitissem estabelecer relações de curto e longo prazo entre indicadores macroeconômicos da economia brasileira e o preço do petróleo no mercado internacional.

Através dos testes de cointegração, a um nível de significância de 10%, foram obtidas evidências de uma relação de longo prazo entre o preço do petróleo do tipo Brent e os índices de produção industrial geral, de bens intermediários, de indústria de transformação e de bens da construção civil. Com auxílio dos testes de causalidade, pode-se concluir que, a um nível de significância de 10%, os retornos passados do petróleo do tipo Brent ajudam a compreender os retornos atuais do IPCA, do Ibovespa, da taxa de câmbio e dos índices de produção industrial de bens duráveis, bens intermediários e da indústria extrativa mineral. Por fim, foram obtidas funções impulso respostas para os modelos vetoriais autoregressivos propostos. Dentre os resultados, destacam-se as respostas positivas de 3% do retorno do Ibovespa e de 0,05%, com grande defasagem, do retorno do IPCA e a resposta negativa de 1% do retorno da taxa de câmbio, todas relacionadas a um choque positivo de 8% no retorno do preço de petróleo do tipo Brent. Dessa forma, os objetivos foram atingidos.

Foram encontradas dificuldades relacionadas ao comportamento das séries de produção industrial de bens de capital, bens de consumo e bens semiduráveis e não duráveis, que, segundo os resultados dos testes de estacionariedade na Tabela 5, são integradas de ordem superior a 1 e, portanto, não são estacionárias para primeira diferença.

É importante reiterar que ao longo do intervalo estudado os preços dos combustíveis no Brasil não flutuaram livremente: através da Petrobras, o Governo federal exerceu permanente controle dos preços dos combustíveis para manter a inflação baixa. Esse controle impacta diretamente os resultados obtidos nesse trabalho, não só para o IPCA, mas também para as outras séries macroeconômicas brasileiras estudadas.

Como sugestão para trabalhos futuros, pode-se sugerir estabelecer modelos adequados para a previsão de indicadores avançados da econômica brasileira, que possam proporcionar alternativas para formulação de políticas econômicas importantes para o crescimento econômico brasileiro.

## BIBLIOGRAFIA

AMANO, R.A., VAN NORDEN, S., 1998, *Oil prices and the rise and fall of the US real exchange rate*, Journal of International Money and Finance Vol. 17 , pp.299-316.

BAYAR, Y., KILIC, C., 2014, *Effects of Oil and Natural Gas Prices on Industrial Production in the Eurozone Member Countries*, International Journal of Energy Economics and Policy Vol. 4, No. 2, pp.238-247.

BROCKWELL, P. J., DAVIS, R. A., 1996, *Introduction to Time Series and Forecasting*, Springer-Verlag, New York

COCHRANE, J. H., 1997, *Time Series for Macroeconomics and Finance*. 1 ed. Chicago, University of Chicago.

CUNADO, F., GRACIA, F. P., 2005, *Oil prices, economic activity and inflation: evidence for some Asian countries*, The Quarterly Review of Economics and Finance, Vol. 45, pp.65–83

DICKEY, A.D., FULLER, A.W., 1979, *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*. Journal of the American Statistical Association, vol. 74, pp. 427–431.

ENGLE, R., 1982, *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation*. Econometrica, Vol. 50, pp. 987-1007.

GUJARATI, D., PORTER, D., 2011, *Econometria Básica*, 5 ed, McGraw-Hill.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2004, *Indicadores conjunturais da Indústria: Produção*. Séries relatórios metodológicos, volume 31.

HILL, C.R., GRIFFITHS, E.W., 2008, *Principles of Econometrics*, 4 ed, John Wiley & Sons.

RAMOS, R.F., PORTELINHA, M.A.M, 2015, *Uma análise da atual situação da Petrobras e a influência das crises sobre os níveis de produção* , UFRJ.

RAUTAVA, J., 2014, *The role of oil prices and the real exchange rate in Russia's economy-a cointegration approach*, Journal of Comparative Economics Vol. 32, pp.315-327.

SALLES, A.A., 2010, *Notas de Aula - Análise de Regressão*. Rio de Janeiro: Escola Politécnica, Universidade Federal do Rio de Janeiro

YANAN, H., WANG, S., LAI K. K., 2010, *Global economic activity and crude oil prices: A cointegration analysis*, Energy Economics Journal Vol. 32, pp.868-876.

YULE, U.G, 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, Vol. 89, pp. 2-57.

YERGIN, D., 2008, *The Prize: The Epic Quest for Oil, Money & Power*. 1 ed. New York, Free Press.

Sites Consultados:

<https://www.eia.gov/>, acessado em 15/02/2016

<https://ben.epe.gov.br/>, acessado em 18/02/2016

<http://www.petrobras.com.br/pt/>, acessado em 20/02/2016

<http://www.bcb.gov.br/>, acessado em 10/03/2016

[www.bmfbovespa.com.br/pt\\_br/](http://www.bmfbovespa.com.br/pt_br/), acessado em 22/02/2016

## APÊNDICE

Os valores do coeficientes estimados nos modelos VAR utilizados são ilustrados abaixo. Os desvios padrões, entre parênteses e o valor p dos coeficientes, entre colchetes, também podem ser encontrados nos resultados. As variáveis dependentes estão ilustradas no topo da tabela, e o valor “C” representa os interceptos da regressões.

Variável dependente->	RET_BRENT_USD	RET_IBOV_USD
RET_BRENT_USD(-1)	0,201495 -0,07353 [ 2.74034]	0,17961 -0,09766 [ 1.83916]
RET_IBOV_USD(-1)	0,256831 -0,05978 [ 4.29618]	0,029516 -0,0794 [ 0.37174]
C	0,003 -0,00649 [ 0.46242]	0,003089 -0,00862 [ 0.35853]

Variável dependente->	RET_BRENT_USD	RET_USDBRL
RET_BRENT_USD(-1)	0,227009 -0,07336 [ 3.09457]	-0,133911 -0,0452 [-2.96268]
RET_USDBRL(-1)	-0,48673 -0,12578 [-3.86960]	-0,076411 -0,0775 [-0.98593]
C	0,005527 -0,00656 [ 0.84222]	0,003946 -0,00404 [ 0.97590]

Variável dependente->	RET_BRENT_USD	RET_INDICE_IPCA
RET_BRENT_USD(-1)	0,295824 -0,08479 [ 3.48879]	0,002656 -0,00247 [ 1.07690]
RET_BRENT_USD(-2)	0,020038 -0,08855 [ 0.22630]	-0,003637 -0,00258 [-1.41199]
RET_BRENT_USD(-3)	0,015573 -0,08718 [ 0.17863]	0,001112 -0,00254 [ 0.43843]
RET_BRENT_USD(-4)	-0,122538 -0,08575 [-1.42904]	0,001734 -0,00249 [ 0.69521]
RET_BRENT_USD(-5)	0,173607 -0,08497 [ 2.04327]	-0,005274 -0,00247 [-2.13370]
RET_BRENT_USD(-6)	-0,239487 -0,08743 [-2.73911]	0,001187 -0,00254 [ 0.46672]
RET_BRENT_USD(-7)	0,064429 -0,08926 [ 0.72180]	0,005653 -0,0026 [ 2.17732]
RET_BRENT_USD(-8)	-0,093982 -0,08705 [-1.07957]	0,001425 -0,00253 [ 0.56289]
RET_INDICE_IPCA(-1)	2,36158 -2,87946 [ 0.82015]	0,804568 -0,08376 [ 9.60547]
RET_INDICE_IPCA(-2)	-0,068955 -3,58291 [-0.01925]	-0,041259 -0,10422 [-0.39586]
RET_INDICE_IPCA(-3)	3,502186 -3,48481 [ 1.00499]	-0,047165 -0,10137 [-0.46527]
RET_INDICE_IPCA(-4)	-6,762896	0,181308

	-3,39462 [-1.99224]	-0,09875 [ 1.83609]
RET_INDICE_IPCA(-5)	0,08574 -3,41995 [ 0.02507]	-0,227759 -0,09948 [-2.28940]
RET_INDICE_IPCA(-6)	1,650072 -3,41744 [ 0.48284]	0,042402 -0,09941 [ 0.42654]
RET_INDICE_IPCA(-7)	-1,559144 -3,42293 [-0.45550]	-0,182877 -0,09957 [-1.83666]
RET_INDICE_IPCA(-8)	1,001718 -2,74048 [ 0.36553]	0,188526 -0,07972 [ 2.36490]
C	0,002525 -0,01683 [ 0.15007]	0,001477 -0,00049 [ 3.01675]

Variável dependente->	RET_BENS_DE_CONSUMO_DURA	RET_BRENT_USD
RET_BENS_DE_CONSUMO_DURA(-1)	-0,52824 -0,08315 [-6.35293]	0,132937 -0,08221 [ 1.61705]
RET_BENS_DE_CONSUMO_DURA(-2)	-0,414018 -0,09402 [-4.40354]	-0,015892 -0,09296 [-0.17096]
RET_BENS_DE_CONSUMO_DURA(-3)	-0,382325 -0,09789 [-3.90552]	-0,044236 -0,09679 [-0.45704]
RET_BENS_DE_CONSUMO_DURA(-4)	-0,40356 -0,09825 [-4.10752]	0,128526 -0,09714 [ 1.32311]
RET_BENS_DE_CONSUMO_DURA(-5)	-0,254997 -0,10389 [-2.45456]	0,083653 -0,10271 [ 0.81443]
RET_BENS_DE_CONSUMO_DURA(-6)	-0,234153 -0,10641 [-2.20042]	-0,035049 -0,10521 [-0.33313]
RET_BENS_DE_CONSUMO_DURA(-7)	-0,241318 -0,10473 [-2.30421]	0,127997 -0,10355 [ 1.23613]

RET_BENS_DE_CONSUMO_DURA(-8)	-0,252168 -0,10223 [-2.46673]	0,133174 -0,10107 [ 1.31761]
RET_BENS_DE_CONSUMO_DURA(-9)	-0,295287 -0,09721 [-3.03757]	0,132558 -0,09611 [ 1.37918]
RET_BENS_DE_CONSUMO_DURA(-10)	-0,216161 -0,09519 [-2.27092]	0,077137 -0,09411 [ 0.81963]
RET_BENS_DE_CONSUMO_DURA(-11)	-0,22927 -0,09124 [-2.51269]	0,050252 -0,09021 [ 0.55703]
RET_BENS_DE_CONSUMO_DURA(-12)	0,373311 -0,08316 [ 4.48916]	0,133869 -0,08222 [ 1.62820]
RET_BRENT_USD(-1)	0,425079 -0,08998 [ 4.72392]	0,294925 -0,08897 [ 3.31497]
RET_BRENT_USD(-2)	0,169636 -0,09681 [ 1.75232]	0,0511 -0,09571 [ 0.53388]
RET_BRENT_USD(-3)	0,017449 -0,09443 [ 0.18478]	-0,064327 -0,09336 [-0.68901]
RET_BRENT_USD(-4)	0,166372 -0,0934 [ 1.78135]	-0,059619 -0,09234 [-0.64564]
RET_BRENT_USD(-5)	0,012802 -0,09433 [ 0.13572]	0,073859 -0,09326 [ 0.79194]
RET_BRENT_USD(-6)	-0,135832 -0,09467 [-1.43475]	-0,246101 -0,0936 [-2.62918]
RET_BRENT_USD(-7)	0,092799 -0,0964 [ 0.96266]	0,111298 -0,09531 [ 1.16775]
RET_BRENT_USD(-8)	-0,005429 -0,09465 [-0.05737]	-0,154961 -0,09358 [-1.65598]
RET_BRENT_USD(-9)	0,103335 -0,0981 [ 1.05340]	-0,177652 -0,09699 [-1.83168]
RET_BRENT_USD(-10)	0,130961 -0,10127 [ 1.29315]	0,168474 -0,10013 [ 1.68257]
RET_BRENT_USD(-11)	-0,100874	0,02216

	-0,10347 [-0.97487]	-0,1023 [ 0.21661]
RET_BRENT_USD(-12)	-0,225088 -0,09761 [-2.30604]	-0,133905 -0,09651 [-1.38754]
C	0,00577 -0,00709 [ 0.81406]	0,001877 -0,00701 [ 0.26783]

Variável dependente->	RET_BRENT_USD	RET_BENS_INTERMEDIARIOS
RET_BRENT_USD(-1)	0,281324 -0,08878 [ 3.16880]	0,100628 -0,02857 [ 3.52210]
RET_BRENT_USD(-2)	0,080926 -0,09249 [ 0.87499]	0,085967 -0,02976 [ 2.88827]
RET_BRENT_USD(-3)	-0,037248 -0,09445 [-0.39436]	0,026623 -0,0304 [ 0.87587]
RET_BRENT_USD(-4)	-0,086166 -0,09585 [-0.89901]	0,018759 -0,03084 [ 0.60816]
RET_BRENT_USD(-5)	0,123886 -0,09491 [ 1.30532]	-0,037263 -0,03054 [-1.22003]
RET_BRENT_USD(-6)	-0,227502 -0,0933 [-2.43844]	-0,006106 -0,03002 [-0.20338]
RET_BRENT_USD(-7)	0,095759 -0,09266 [ 1.03340]	0,062065 -0,02982 [ 2.08127]
RET_BRENT_USD(-8)	-0,101009 -0,09317 [-1.08413]	0,055329 -0,02998 [ 1.84533]
RET_BRENT_USD(-9)	-0,122987 -0,09777 [-1.25794]	-0,000383 -0,03146 [-0.01219]
RET_BRENT_USD(-10)	0,149426 -0,10094 [ 1.48033]	0,031711 -0,03248 [ 0.97620]
RET_BRENT_USD(-11)	0,010303 -0,10362 [ 0.09942]	-0,048722 -0,03335 [-1.46105]
RET_BRENT_USD(-12)	-0,18558 -0,09987 [-1.85826]	-0,077842 -0,03214 [-2.42205]



RET_BENS_INTERMEDIARIOS(-1)	0,116023 -0,21663 [ 0.53559]	-0,354017 -0,06971 [-5.07820]
RET_BENS_INTERMEDIARIOS(-2)	-0,217728 -0,23428 [-0.92936]	-0,096629 -0,07539 [-1.28166]
RET_BENS_INTERMEDIARIOS(-3)	0,037546 -0,23051 [ 0.16288]	-0,151296 -0,07418 [-2.03957]
RET_BENS_INTERMEDIARIOS(-4)	0,26981 -0,22399 [ 1.20456]	-0,216633 -0,07208 [-3.00530]
RET_BENS_INTERMEDIARIOS(-5)	-0,020792 -0,22601 [-0.09199]	-0,123669 -0,07273 [-1.70028]
RET_BENS_INTERMEDIARIOS(-6)	-0,160797 -0,21698 [-0.74107]	-0,244766 -0,06983 [-3.50528]
RET_BENS_INTERMEDIARIOS(-7)	0,200399 -0,22166 [ 0.90409]	-0,265396 -0,07133 [-3.72054]
RET_BENS_INTERMEDIARIOS(-8)	0,132062 -0,23199 [ 0.56925]	-0,160762 -0,07466 [-2.15328]
RET_BENS_INTERMEDIARIOS(-9)	0,064172 -0,22129 [ 0.28999]	-0,181032 -0,07121 [-2.54206]
RET_BENS_INTERMEDIARIOS(-10)	0,055176 -0,21976 [ 0.25107]	-0,128579 -0,07072 [-1.81810]
RET_BENS_INTERMEDIARIOS(-11)	0,22743 -0,21954 [ 1.03595]	-0,074787 -0,07065 [-1.05855]
RET_BENS_INTERMEDIARIOS(-12)	0,356659 -0,20512 [ 1.73878]	0,621664 -0,06601 [ 9.41762]
C	0,002657 -0,00705 [ 0.37673]	0,00093 -0,00227 [ 0.40988]

Variável dependente->	RET_EXTRATIVA_MINERAL	RET_BRENT_USD
RET_EXTRATIVA_MINERAL(-1)	-0,374342 -0,08053 [-4.64852]	-0,181136 -0,19337 [-0.93672]
RET_EXTRATIVA_MINERAL(-2)	-0,086248 -0,08648 [-0.99730]	-0,242054 -0,20767 [-1.16559]
RET_EXTRATIVA_MINERAL(-3)	-0,086837 -0,08786 [-0.98832]	0,063982 -0,21098 [ 0.30326]
RET_EXTRATIVA_MINERAL(-4)	-0,096657 -0,08656 [-1.11670]	-0,095862 -0,20784 [-0.46123]
RET_EXTRATIVA_MINERAL(-5)	-0,096709 -0,08377 [-1.15449]	-0,313846 -0,20115 [-1.56027]
RET_EXTRATIVA_MINERAL(-6)	-0,313353 -0,08361 [-3.74802]	-0,312106 -0,20076 [-1.55464]
RET_EXTRATIVA_MINERAL(-7)	-0,253662 -0,0847 [-2.99484]	0,067067 -0,20339 [ 0.32975]
RET_EXTRATIVA_MINERAL(-8)	-0,12457 -0,08745 [-1.42452]	-0,082659 -0,20998 [-0.39365]
RET_EXTRATIVA_MINERAL(-9)	-0,037367 -0,08531 [-0.43800]	0,032031 -0,20486 [ 0.15635]
RET_EXTRATIVA_MINERAL(-10)	-0,022854 -0,08316 [-0.27482]	0,029921 -0,19969 [ 0.14984]
RET_EXTRATIVA_MINERAL(-11)	-0,162827 -0,08013 [-2.03198]	0,089796 -0,19242 [ 0.46667]
RET_EXTRATIVA_MINERAL(-12)	0,381425 -0,07636 [ 4.99529]	-0,014689 -0,18335 [-0.08011]
RET_BRENT_USD(-1)	0,074315 -0,03646 [ 2.03833]	0,296779 -0,08755 [ 3.38993]
RET_BRENT_USD(-2)	0,127528 -0,03805 [ 3.35134]	0,077122 -0,09137 [ 0.84402]
RET_BRENT_USD(-3)	0,046014 -0,03941	0,00527 -0,09463

	[ 1.16765]	[ 0.05570]
RET_BRENT_USD(-4)	-0,001201 -0,04041 [-0.02972]	-0,079488 -0,09704 [-0.81914]
RET_BRENT_USD(-5)	-0,03694 -0,03985 [-0.92696]	0,143948 -0,09569 [ 1.50428]
RET_BRENT_USD(-6)	-0,050748 -0,04001 [-1.26852]	-0,214037 -0,09606 [-2.22805]
RET_BRENT_USD(-7)	0,017429 -0,03962 [ 0.43994]	0,143519 -0,09513 [ 1.50869]
RET_BRENT_USD(-8)	0,107913 -0,03937 [ 2.74114]	-0,075239 -0,09453 [-0.79590]
RET_BRENT_USD(-9)	0,015434 -0,0419 [ 0.36837]	-0,101076 -0,10061 [-1.00467]
RET_BRENT_USD(-10)	0,022861 -0,04274 [ 0.53485]	0,133645 -0,10264 [ 1.30213]
RET_BRENT_USD(-11)	-0,005689 -0,04373 [-0.13009]	0,030132 -0,10501 [ 0.28694]
RET_BRENT_USD(-12)	-0,07392 -0,04322 [-1.71041]	-0,162791 -0,10378 [-1.56867]
C	0,006147 -0,00327 [ 1.87876]	0,005617 -0,00786 [ 0.71494]