

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

RODRIGO EDUARDO BAMPI

**APRECIAÇÃO CAMBIAL E PRODUÇÃO INDUSTRIAL NO BRASIL: EXISTE
RELAÇÃO DE CAUSALIDADE?**

Porto Alegre

2018

RODRIGO EDUARDO BAMPI

Apreciação cambial e produção industrial no Brasil: existe relação de causalidade?

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre Profissional em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Henrique Vasconcellos Horn

**Porto Alegre
2018**

CIP - Catalogação na Publicação

Bampi, Rodrigo Eduardo
Apreciação cambial e produção industrial no Brasil:
existe relação de causalidade? / Rodrigo Eduardo
Bampi. -- 2018.
50 f.
Orientador: Carlos Henrique Vasconcellos Horn.

Dissertação (Mestrado Profissional) --
Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade
de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em
Economia, Porto Alegre, BR-RS, 2018.

1. Desindustrialização . 2. Produção industrial. 3.
Apreciação cambial. I. Horn, Carlos Henrique
Vasconcellos, orient. II. Título.

Elaborada pelo Sistema de Geração Automática de Ficha Catalográfica da UFRGS com os
dados fornecidos pelo(a) autor(a).

RODRIGO EDUARDO BAMPI

**APRECIÇÃO CAMBIAL E PRODUÇÃO INDUSTRIAL NO BRASIL: EXISTE
RELAÇÃO DE CAUSALIDADE?**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre Profissional em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Henrique Vasconcellos Horn

Aprovada em: Porto Alegre, 09 de julho de 2018.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Carlos Henrique Vasconcellos Horn – Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Sergio Marley Modesto Monteiro
UFRGS

Prof. Dr. Ricardo Dathein
UFRGS

Prof. Dr. Marcos Tadeu Caputi Lélis
UNISINOS

RESUMO

A hipótese de um quadro de desindustrialização na economia brasileira a partir de fins dos anos 1980 tem sido tema de um amplo debate entre economistas do país. Mesmo que não exista consenso com relação ao enquadramento técnico em um processo de desindustrialização, observa-se, na literatura, convergência em relação a preocupação com o comportamento da produção industrial brasileira e concordância ao apontar a apreciação cambial como o principal fator que tem levado à perda de competitividade do setor industrial brasileiro. Assim, o presente estudo buscou avaliar se existe relação de causalidade entre a apreciação cambial e a produção industrial brasileira. Os resultados do estudo, que se baseia em dados do período 1996-2016, apontam para a não confirmação da hipótese de causalidade entre apreciação cambial e produção industrial. De forma mais ampla, ao avaliar os resultados obtidos junto às variáveis de controle, destaca-se uma relação de causalidade entre Produção Industrial e as variáveis referentes a Estabilidade Econômica e Expectativas, enquanto que não foi identificada relação de causalidade entre a Produção Industrial e as variáveis de Crédito e Taxa Real de Juros. Adicionalmente, identificou-se heterogeneidade no comportamento dos diferentes segmentos da indústria em relação à apreciação cambial. Além disso, o estudo demonstrou que o grupo de segmentos da indústria com perfil importador líquido se beneficia da apreciação cambial, enquanto que os segmentos da indústria com perfil exportador líquido são prejudicados pela apreciação cambial.

Palavras-chave: Desindustrialização. Produção industrial. Apreciação cambial.

ABSTRACT

The hypothesis of a deindustrialization process in the Brazilian economy from the late 1980s on has been the subject of a wide debate among economists of the country. Although there is no consensus regarding the technical framework in a process of deindustrialization, in the literature there is convergence in relation to the concern with the behavior of the Brazilian industrial production and agreement in pointing the exchange appreciation as the main factor that has led to the loss of competitiveness of the Brazilian industrial sector. Thus, the present study seeks to evaluate if there is a causal relationship between the exchange appreciation and Brazilian industrial production. The results of the study point to the non-confirmation of the causality hypothesis between exchange appreciation and industrial production. More broadly, when evaluating the results obtained with the control variables, we highlight a causal relationship between Industrial Production and the variables related to Economic Stability and Expectations, while no causal relationship was identified between Industrial Production and Credit Variation and Real Interest Rate. In addition, heterogeneity was identified in the behavior of the different segments of manufacturing in relation to the exchange appreciation. The study also showed that the group of manufacturing segments with a net import profile benefits from the exchange appreciation while the segments with net export profile are hampered by the appreciation of the exchange rate.

Keywords: Deindustrialization. Industrial production. Foreign exchange appreciation.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	6
1.1	JUSTIFICATIVA	7
1.2	PROBLEMATIZAÇÃO	8
1.3	OBJETIVOS	9
2	PRODUÇÃO INDUSTRIAL NO BRASIL	10
2.1	DESINDUSTRIALIZAÇÃO.....	11
2.1.1	As evidências da desindustrialização na economia brasileira	12
3	APRECIÇÃO CAMBIAL	15
3.1	PARIDADE DE PODER DE COMPRA	16
3.2	PARIDADE DE PODER DE COMPRA NO MERCADO BRASILEIRO	20
4	METODOLOGIA E ANÁLISE DOS RESULTADOS	22
4.1	METODOLOGIA.....	22
4.2	ANÁLISE DOS RESULTADOS	25
4.2.1	Apreciação Cambial	25
4.2.2	Análise Descritiva	27
4.2.3	Matriz de Correlação e Estabilidade do Modelo VAR.....	28
4.2.4	Gráficos de Impulso-Resposta	30
4.2.5	Testes de Causalidade de Granger	34
4.2.6	Testes por Segmentos	37
4.3	DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	41
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	44
	REFERÊNCIAS.....	46

1 INTRODUÇÃO

Há pelo menos cinco décadas, o nível de desenvolvimento econômico é associado ao grau de industrialização em estudos acadêmicos. Neste sentido, destaca-se o trabalho de Kaldor (1960), ao apontar a indústria como o “motor do crescimento” da economia, demonstrando, em seu estudo, a existência de relação entre o crescimento econômico e a taxa de expansão do setor industrial. Na mesma época, Chenery (1960) demonstrou que o aumento no nível de renda per capita de um país está associado a uma maior participação do setor industrial no produto agregado da economia.

Desde então, publicações acadêmicas discorreram acerca deste assunto, sendo que a teoria se consolidou a tal ponto de, atualmente, a associação do desenvolvimento à industrialização ser reconhecida pelo próprio *mainstream* do pensamento econômico. Em publicação recente do Banco Mundial, Hallward-Driemeier e Nayyar (2017) afirmam que os países que estiveram à frente da Revolução Industrial, no século XVIII, estão atualmente entre as economias mais ricas do mundo. O estudo destaca ainda que a maioria dos países de alta renda alcançaram esse nível de prosperidade através de estratégias de industrialização com foco para exportação e que poucos são os casos de países que atingiram níveis elevados de renda sem desenvolvimento de uma base industrial sólida. Nestes casos, isso ocorreu pela extração de recursos naturais ou outras vantagens bastante específicas (HALLAWARD-DRIEMEIER; NAYYAR, 2017).

Alinhados a este pensamento, estudos discutem sobre a perda da participação da indústria na economia brasileira. O debate, inclusive, ampliou seu escopo para uma avaliação quanto à incidência de um processo de desindustrialização na economia brasileira. Embora ainda exista discussão sobre o enquadramento conceitual quanto à fase do processo em que o Brasil se encontra, a literatura apresenta concordância de que um dos motivos para a perda de competitividade da indústria brasileira é a apreciação cambial (BRESSER-PEREIRA, 2005; NASSIF, 2008; PALMA, 2014; MARCONI; ROCHA, 2012; OREIRO; FEIJÓ, 2010; BRESSER-PEREIRA; MARCONI, 2009; SONAGLIO; ZAMBERLAN; LIMA; CAMPOS, 2010).

Nesse sentido, o presente estudo tem como objetivo analisar se existe relação de causalidade entre apreciação cambial e a produção industrial brasileira. Assim, considerando dados estatísticos do período de janeiro de 1996 a dezembro de 2016, e com base numa medida de Apreciação Cambial calculada a partir da taxa de Paridade de Poder do Compra, utilizou-se o modelo de auto-regressão vetorial (VAR), bem como Testes de Granger, para avaliar o

efeito resposta na produção industrial a partir dos impulsos na Apreciação Cambial. O modelo considerou ainda variáveis de controle referentes a Crédito, Taxa de Juros, Incerteza Econômica, Expectativa, Recessões Econômicas e Preço de *Commodities*.

O presente trabalho está estruturado em sete capítulos. O presente capítulo, Introdução, apresenta a justificativa para o estudo, a problematização da pesquisa e os objetivos do trabalho. Posteriormente, os capítulos 2 e 3 apresentam o referencial teórico considerado na elaboração do estudo. No capítulo 2, são abordados os temas relacionados à produção industrial, focando o conceito de desindustrialização e as evidências para a economia brasileira. Já o capítulo 3 apresenta a revisão de literatura relacionada à apreciação cambial, relatando sobre a abordagem de Paridade de Poder de Compra (PPC) e os estudos sobre o tema relacionados à nossa economia. Na sequência, o capítulo 4 trata da metodologia de pesquisa utilizada para a elaboração do presente trabalho. Em seguida, o capítulo 5 apresenta a análise dos resultados da pesquisa. O capítulo 6 apresenta uma discussão dos resultados, buscando relacioná-los com a literatura especializada sobre o tema. Por fim, são apresentadas as considerações finais acerca do presente estudo.

1.1 JUSTIFICATIVA

A tese de que a economia brasileira vem passando por um processo de desindustrialização tem ganho cada vez mais força nos debates econômicos. Economistas como Bresser-Pereira (2005) e Palma (2014) vêm alertando há algum tempo para o fato de que o Brasil estaria sofrendo este processo, o qual teria se agravado, na segunda metade da primeira década do século XXI, por taxas de câmbio excessivamente baixas decorrentes do aumento dos preços relativos das principais *commodities* exportadas pelo país. Para Bresser-Pereira (2005), o Brasil padeceria de uma nova forma de “doença holandesa”, decorrente do *boom* de exportações primárias, que, ao pressionar o câmbio, acabam por reduzir a competitividade da indústria. Autores como Palma (2014) corroboram com o evento de desindustrialização na economia brasileira, acrescentando que a falta de uma política industrial e políticas econômicas equivocadas fizeram com que o país chegasse nessa situação.

Por sua vez, autores como Nassif (2008) e Bonelli e Pessoa (2010), embora reconheçam que o Brasil esteja passando por um período de perda de competitividade e representatividade da indústria, entendem que tal movimento ainda não pode ser classificado conceitualmente como desindustrialização, mesmo que reconheçam o risco de que esta venha a se confirmar ou mesmo que esteja em processo ainda inicial.

O conceito de desindustrialização será melhor abordado ao longo do presente trabalho. No entanto, o fato é que, independente da definição do estágio em que a economia brasileira se encontra, a literatura converge com relação ao fato de que a apreciação do Real é um dos principais fatores de perda da competitividade da indústria brasileira (BRESSER-PEREIRA, 2005; NASSIF, 2008; PALMA, 2014; MARCONI; ROCHA, 2012; OREIRO; FEIJÓ, 2010; BRESSER-PEREIRA; MARCONI, 2009; SONAGLIO *et al.*, 2010). Desta forma, considerando a relação de causalidade defendida por estes autores, o presente estudo busca avaliar se a hipótese de causalidade entre as variáveis Apreciação Cambial e Produção Industrial é confirmada empiricamente.

1.2 PROBLEMATIZAÇÃO

O nível da taxa de câmbio real se configura como um fator-chave para as condições de competitividade da produção e a viabilidade de setores econômicos que alavancam o crescimento da produtividade geral da economia (GALA; MORI, 2009). Assim, as apreciações e depreciações da taxa de câmbio afetam o grau de competitividade da indústria nacional frente a concorrentes externos. A produção nacional será afetada pelos efeitos de oscilações cambiais em termos de redução ou aumento das exportações, bem como de entrada de bens importados ou substituição destes por produtos nacionais.

Tal questão foi abordada por Thirlwall (1979) que, considerando os estudos de Kaldor (1960) a respeito de desenvolvimento econômico e crescimento industrial, identificou uma relação do crescimento da produtividade da indústria e da taxa de crescimento do PIB com a taxa de crescimento das exportações. Assim, o autor destaca a importância da apreciação cambial, visto que a variável está diretamente relacionada à competitividade da indústria. Posteriormente, autores como Dollar (1992) e Hausmann, Pritchett e Rodrik (2004) verificaram uma relação entre maiores taxas de crescimento e depreciações na taxa de câmbio. Os resultados também são encontrados em Rodrik (2008), Berg e Miao (2010), Razin e Collins (1997), Dooley, Landau e Garber (2003) e Williamson (2003).

Neste sentido, a Paridade de Poder de Compra surge na literatura como principal método para o cálculo do nível de apreciação real do câmbio, motivo pelo qual foi a medida estatística utilizada no presente estudo. Assim, o presente trabalho busca analisar a relação do grau de apreciação cambial com a dinâmica da produção industrial na economia brasileira. Ou seja, considerando que o grau de depreciação ou apreciação real de uma moeda pode ser obtido através da relação entre a taxa de câmbio nominal e a taxa de câmbio por Paridade de Poder de

Compra, o presente estudo aborda o seguinte problema de pesquisa: “Existe relação de causalidade entre a apreciação cambial e a produção industrial brasileira?”

1.3 OBJETIVOS

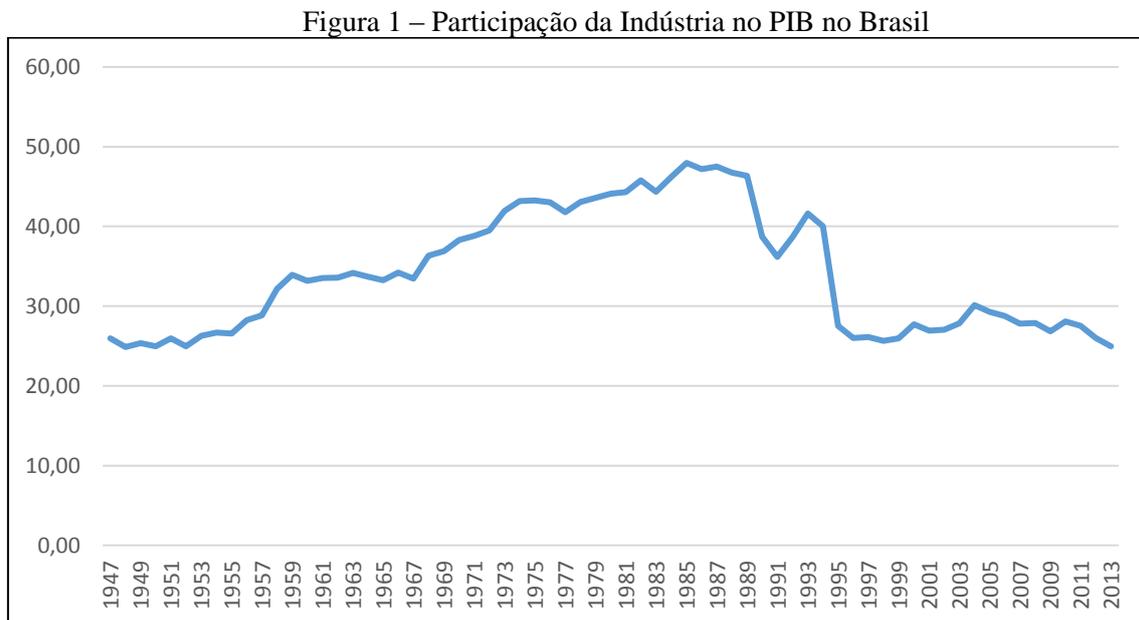
O objetivo geral deste estudo é analisar se existe uma relação de causalidade entre apreciação cambial e a produção industrial brasileira.

A fim de alcançar esse objetivo geral, são estabelecidos os seguintes objetivos específicos:

- a) Apresentar uma revisão da literatura sobre o comportamento da produção industrial, o conceito de desindustrialização e suas abordagens para a economia brasileira;
- b) Apresentar uma revisão da literatura sobre Apreciação Cambial e o conceito de Paridade de Poder de Compra;
- c) Verificar o comportamento da política cambial brasileira sob o enfoque do conceito de Paridade de Poder de Compra, buscando avaliar o grau de apreciação/depreciação real do Real (taxa nominal/taxa PPC);
- d) Avaliar o comportamento da produção industrial brasileira em relação ao grau de apreciação/depreciação do Real, considerando o período de 1996 a 2016;
- e) Avaliar se existe diferença de comportamento entre os diferentes segmentos da indústria em relação a choques na variável apreciação cambial; e
- f) Analisar os resultados obtidos, sua relação com a teoria e implicações para a economia brasileira.

2 PRODUÇÃO INDUSTRIAL NO BRASIL

Conforme dados do IBGE (2017), a participação da indústria no PIB teve seu auge no decorrer da década de 1980, chegando a representar 48% do PIB em 1985. No entanto, essa participação perdeu nada menos do que 20 pp. nos dez anos seguintes e, na segunda metade da década de 1990 e ao longo dos anos 2000, se estabilizou abaixo dos 30%. O comportamento da participação da indústria no PIB ao longo de sete décadas a partir de 1947 é representado na Figura 1:



Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2017)

A tendência de redução de representatividade da indústria também é confirmada sob a ótica do emprego. Ao analisar os dados do IBGE referentes à População Ocupada, verifica-se que a participação da indústria, que na segunda metade da década de 1980 chegou a representar aproximadamente 25% da população ocupada total, teve queda ao longo da década de 1990 e, no início dos anos 2000, representava apenas cerca de 16% da população ocupada.

A perda da competitividade do produto industrial brasileiro também pode ser verificada na redução de participação dos produtos manufaturados na pauta de exportações. Na segunda metade da década de 1980, os produtos industrializados representavam cerca de 70% das exportações do país, frente a 30% de exportação de produtos básicos. Essa participação teve evolução positiva na primeira metade da década de 1990, chegando a representar 76% no ano de 1995. No entanto, desde então, tal indicador passou a apresentar contínua redução,

regredindo para 49% em 2014, ano em que o país exportou mais em produtos básicos do que em produtos industrializados.

A partir de evidente queda na representatividade e competitividade da indústria brasileira, diversos economistas apresentaram um diagnóstico de desindustrialização para a economia do país. Com a intenção de melhor abordar este tema, apresentamos uma breve revisão de literatura a seguir.

2.1 DESINDUSTRIALIZAÇÃO

O conceito de desindustrialização é apresentado por Clark (1957) como um processo natural em que, conforme ocorre o crescimento na renda per capita, a demanda por serviços tende a crescer em taxas maiores do que cresce a demanda por manufaturados. Assim, devido a distintas elasticidades-renda da demanda por bens e serviços, bem como mudanças no padrão de consumo das famílias conforme o crescimento da renda, parte da participação do setor industrial no produto agregado é transferida para o setor de serviços.

Nesse sentido, Rowthorn e Wells (1987) consolidam o conceito de desindustrialização como a redução permanente da participação da indústria no emprego total de uma economia. No entanto, Rowthorn e Wells (1987), bem como Rowthorn e Ramaswamy (1999), atribuem o processo de desindustrialização, além da alteração na proporção de demanda entre produtos manufaturados e serviços já citada por Clark (1957), ao crescimento relativamente mais rápido da produtividade na indústria de transformação do que em outros setores. Desta maneira, a desindustrialização é vista como um processo natural em que os níveis de produção são atingidos com cada vez menos emprego de mão-de-obra.

Baseado neste conceito, Tregenna (2009) realizou estudo nos níveis de emprego industrial em 48 países, chegando à conclusão de que, na maioria dos casos, o declínio do emprego na indústria estava associado à queda da intensidade de mão-de-obra no processo produtivo. Assim, o autor redefiniu o conceito de desindustrialização, passando a enquadrar neste caso somente economias que, concomitantemente, apresentem perda de emprego industrial relativamente ao emprego total e queda de valor adicionado da indústria perante o PIB total.

Cabe salientar que o termo desindustrialização está muitas vezes associado à assim-chamada doença holandesa, embora sejam conceitos bastante distintos. A doença holandesa leva este nome por ter sido percebida inicialmente na Holanda, ao longo da década de 1970, quando, a partir do aumento das exportações do gás natural, o florim holandês passou por

enorme apreciação real que trouxe como consequência a queda expressiva das exportações industriais do país. O movimento foi abordado, inicialmente, por Corden e Neary (1982), que são conhecidos como pioneiros na utilização do termo. Posteriormente, Jones e Neary (1984) identificam que o movimento de retração de setores como o industrial pode ser ainda mais acentuado no caso de o *boom* das *commodities* elevar de forma desproporcional a rentabilidade de setores de bens não comercializados (*non-traded goods*).

Palma (2014), por sua vez, desenvolve um conceito alternativo de doença holandesa em que, ao invés de um processo desencadeado pelo *boom* exportador de *commodities*, a desindustrialização estaria associada à mudança de políticas públicas. Assim, Palma (2014) relaciona a “desindustrialização prematura” de países da América Latina à mudança de regimes de governo, na qual a política de substituição de importações deu lugar à liberalização comercial e financeira, bem como a uma postura passiva quanto à apreciação cambial.

2.1.1 As evidências da desindustrialização na economia brasileira

Ao abordar o tema, Nassif (2008) considera que não é possível descrever como desindustrialização o processo ocorrido durante o período de 1980 a 2005, período contemplado em sua análise empírica. Adicionalmente, considerando não haver realocação de recursos para indústrias com base em recursos naturais, padrão de especialização de trabalho ou de exportações de bens com base em recursos naturais, o autor também não considera a existência de uma doença holandesa. De toda forma, Nassif (2008) alerta para riscos de que, no longo prazo, em função da recorrente sobreapreciação da moeda brasileira, a perda da competitividade industrial possa levar a um processo precoce de desindustrialização no Brasil.

Por sua vez, Bonelli e Pessôa (2010), ao avaliarem o comportamento da indústria brasileira ao longo das últimas décadas, concluem que as evidências não autorizam um diagnóstico de desindustrialização. Os autores acrescentam que, em função de uma política de substituição de importações, a participação da indústria apresentava-se superior à média mundial ao longo da década de 1980. Assim, a liberalização comercial e, principalmente, a instabilidade macroeconômica só eliminaram este viés, obviamente levando à queda da representatividade da indústria.

Utilizando dados em painel, Sonaglio *et al.* (2010), apesar de verificarem um processo de decréscimo de bens de alta tecnologia e de aumento de bens não industriais na pauta exportadora, não consideram esta mudança como de caráter estrutural, acreditando, assim, que não há evidência que o Brasil esteja sofrendo de uma doença holandesa. Os modelos estimados

pelo estudo apontam que as exportações respondem às variações na taxa de câmbio de forma direta, o que implica que uma apreciação cambial reduziria os saldos exportados.

Para Bresser-Pereira e Marconi (2009), no entanto, o Brasil sofre de uma doença holandesa moderada e consequente desindustrialização. Na sua análise, tanto sob a ótica de participação do setor no valor agregado, como sob as óticas de pautas de exportação e importação, ou mesmo avaliando com base nos investimentos, a desindustrialização é clara e tem como causa evidente a sobreapreciação da taxa de câmbio. Bresser-Pereira e Marconi (2009) afirmam, ainda, que este processo só seria rompido mediante uma mudança da política cambial brasileira, embasando sua proposição no argumento de que o Brasil foi o país que mais cresceu no mundo entre 1930 e 1980 em função de ter, neste período, neutralizado a doença holandesa por meio de firme administração da taxa de câmbio.

Na análise de Oreiro e Feijó (2010), há evidências conclusivas a respeito da ocorrência de desindustrialização na economia brasileira no período de 1986 a 1998. Já para o período posterior à mudança do regime cambial ocorrida em 1999, não pode ser estabelecida de forma conclusiva a continuidade do processo de desindustrialização. Os autores salientam, todavia, que estudos sobre a composição do saldo comercial e do valor adicionado sinalizam a ocorrência de desindustrialização causada por apreciação da taxa real de câmbio decorrente da valorização dos preços de *commodities* e de recursos naturais no mercado internacional, ou seja, pela doença holandesa.

Em análise referente ao período de 1995 a 2008, Marconi e Rocha (2012) encontram coeficientes positivos para a relação entre a desvalorização real da moeda e maior participação da manufatura no valor adicionado. O estudo evidencia que, no período avaliado, o efeito inibidor da apreciação cambial prevalece sobre o efeito estimulador de uma eventual depreciação cambial. Assim, o estudo conclui que não é possível refutar a hipótese de que a apreciação cambial esteja contribuindo para a precoce desindustrialização observada na economia brasileira (MARCONI; ROCHA, 2012).

Marconi e Barbi (2010), ao analisarem o comportamento subsetorial, constatam que, apesar do crescimento das exportações tanto nas subdivisões de *commodities* como nas de manufaturados, a evolução das importações foi muito mais significativa, em especial em produtos de média-alta e alta tecnologia, o que gerou déficits comerciais que contribuíram para a redução da participação da indústria de transformação no PIB. De forma a compensar o efeito da apreciação do câmbio sobre suas receitas, exportadores passaram a atuar na importação de insumos, o que gerou o aumento da importação de insumos utilizados no processo produtivo e, posteriormente, de bens duráveis, acentuando o processo de desindustrialização. Através de

testes econométricos, os autores demonstram que a participação relativa da indústria de transformação no PIB se reduz à medida em que a participação de importados no consumo de insumos intermediários se eleva e vice-versa.

Ao analisarem o comportamento das contas externas do Brasil durante a primeira década do século XXI, Cunha, Lelis e Fligenspan (2013) chegam à conclusão de que há fortes indícios de reprodução de aceleração do crescimento com deterioração da balança comercial em função da estratégia privada de direcionamento da produção industrial ao mercado interno. Adicionalmente, os autores não encontram evidências suficientemente robustas de que o comércio internacional tenha induzido um processo de desindustrialização. Os autores salientam para a possibilidade de agravamento no quadro de desindustrialização do país e verificam um quadro de doença holandesa, ao evidenciarem um comportamento sazonal da balança comercial, proporcionado pelas vendas de bens intensivos em recursos naturais ao mercado chinês e pela escala da elevação dos preços das *commodities* no mercado internacional durante o período analisado.

Cabe destacar que, para a elaboração do presente estudo, não é imprescindível o enquadramento da economia brasileira em um quadro classificado como de desindustrialização. O fundamental para a presente pesquisa é que, independentemente de discordâncias quanto à caracterização de um processo de desindustrialização, observa-se, na literatura, convergência em relação a à perda de competitividade da indústria brasileira (NASSIF, 2008; BRESSER-PEREIRA; MARCONI, 2009; OREIRO; FEIJÓ, 2010; MARCONI; BARBI, 2010; MARCONI; ROCHA, 2012) e aponta a apreciação cambial como principal causa deste processo (NASSIF, 2008; BRESSER-PEREIRA; MARCONI, 2009; OREIRO; FEIJÓ, 2010; MARCONI; BARBI, 2010; SONAGLIO *et al.*, 2010; MARCONI; ROCHA, 2012). Neste sentido, a avaliação central do presente estudo quanto a uma causalidade entre Apreciação Cambial e Produção Industrial se mostra relevante.

3 APRECIÇÃO CAMBIAL

Na visão de autores como Gala e Mori (2009), o nível da taxa de câmbio real configura-se como variável-chave na determinação do grau de competitividade da produção e na viabilidade de setores econômicos, determinando, por consequência, o crescimento da produtividade geral de uma economia nacional. Thirlwall (1979), baseado no estudo de desenvolvimento econômico e crescimento industrial de Kaldor (1960), formaliza um modelo no qual a taxa de crescimento da produtividade da indústria e a taxa de crescimento do PIB são determinados pela taxa de crescimento das exportações. Argumenta que o crescimento econômico depende do dinamismo da demanda agregada, o que, em uma economia aberta, depende da competitividade das exportações. Neste sentido, o grau de apreciação da moeda torna-se um fator determinante para que o produto exportado seja competitivo no mercado internacional.

A partir das conclusões de Thirlwall (1979), diversos estudos passaram a testar a relação entre câmbio depreciado e crescimento econômico. Dollar (1992), por exemplo, ao avaliar uma amostra de 95 países durante os anos de 1976 a 1985, verificou que as taxas de crescimento econômico em países em desenvolvimento podem ser impulsionadas por taxas depreciadas e estáveis de câmbio. Por sua vez, Hausmann, Pritchett e Rodrik (2004), buscaram instâncias de aceleração rápida no crescimento por pelo menos oito anos, identificando mais de 80 desses episódios em uma amostra de 110 países entre os anos de 1957 e 1992. Os autores chegam à conclusão de que tais acelerações do crescimento possuem alta correlação com depreciações da taxa de câmbio real e aumentos no investimento e no comércio (HAUSMANN; PRITCHETT; RODRIK, 2004).

Em outro importante estudo, Rodrik (2008) avalia o comportamento de 184 países no período de 1950 a 2004, encontrando como principal resultado de sua pesquisa que a depreciação da moeda estimula o crescimento econômico em países em desenvolvimento. Berg e Miao (2010) corroboram com Rodrik (2008), confirmando que não só as sobreapreciações são negativas como as depreciações são positivas para o crescimento. Em concordância com essa ideia, Razin e Collins (1997), ao analisarem 93 países durante o período de 1975 a 1992, concluem que elevadas sobreapreciações do câmbio podem ser associadas a menores taxas de crescimento, enquanto que depreciações moderadas do câmbio podem ser associadas à crescimento mais acelerado. E Dooley, Landau e Garber (2003) enfatizam que a estratégia de câmbio depreciado tem se mostrado uma estratégia de sucesso que suporta as elevadas taxas de investimento e crescimento da China nos últimos anos, bem como foi a estratégia utilizada no

período de retomada econômica de países europeus e do Japão após o Acordo de Bretton Woods.

Williamson (2003) destaca a importância da taxa de câmbio como ferramenta para impulsionar o desenvolvimento, salientando a importância da utilização dos instrumentos de política de forma a barrar eventuais apreciações reais e a depreciar a taxa de câmbio, visto que este movimento tem proporcionado resultados importantes na busca do desenvolvimento econômico. Da mesma forma, Gala e Libânio (2011) afirmam que os impactos da política cambial na produtividade e no crescimento, assim como no investimento agregado e poupança externa e interna, podem ser considerados fortes e duradouros no curto e no longo prazo.

Estabelecido o entendimento da relevância do câmbio para outras variáveis macroeconômicas, é apresentada, na subseção a seguir, a abordagem do cálculo de fatores de Paridade de Poder de Compra como parte da metodologia de mensuração do grau de apreciação cambial, considerado como a principal metodologia na literatura. Em caráter informativo, também é abordada a hipótese de convergência da taxa de câmbio para o nível de Paridade de Poder de Compra. Porém, cabe destacar que esta não é uma condição necessária para o presente estudo, que utiliza a Paridade de Poder de Compra meramente como medida estatística.

3.1 PARIDADE DE PODER DE COMPRA

A Paridade de Poder de Compra é baseada no conceito de que os preços dos bens transacionáveis, quando cotados em uma mesma moeda, devem ter um preço único em diferentes países. Tal questão é explicada a partir da possibilidade de arbitragem internacional de bens, considerando-se as hipóteses de ausência de custos de transação e de barreiras no comércio entre países, bem como homogeneidade de bens e informação perfeita.

Obedecidas tais condições, a taxa de câmbio entre duas moedas deveria ser tal que equilibrasse o preço do produto ou cesta de produtos nos dois países, eliminando a oportunidade de ganhos de arbitragem através da compra do produto em um país para venda no outro. Tal condição seria expressa através da equação abaixo:

$$E_t = P_{At} / P_{Bt}$$

Onde:

E_t : taxa de câmbio entre a moeda do país A e do país B

P_{At} : preço do produto ou cesta de produtos no país A no tempo t

P_{Bt} : preço do produto ou cesta de produtos no país B no tempo t

No entanto, o pressuposto teórico de não existência de custos de transação normalmente acaba não se confirmando na prática, dada a ocorrência de restrições ao comércio internacional, tais como tarifas, custos de transporte ou mesmo informação imperfeita. Assim, com o avanço dos estudos acerca do tema, o conceito de paridade de poder de compra passou a ser expresso em duas versões. A versão mais forte, que passou a ser denominada absoluta, considera o mesmo preço entre dois produtos quando expresso na mesma moeda, exatamente conforme a explicação e fórmula apresentadas acima. A versão relativa, no entanto, postula que a razão entre os preços do bem em diferentes países, quando expressa na mesma moeda, deve ser constante ao longo do tempo, considerando, assim, a estabilidade das relações produtivas. Desta forma, a condição da paridade relativa seria expressa pela seguinte equação, onde R é a relação entre os preços dos dois países e é constante:

$$R = E_t * P_{At} / P_{Bt}$$

Cabe salientar que, conforme a teoria, a Paridade de Poder de Compra pode não se verificar no curto e médio prazos, mas que, no longo prazo, as distorções são corrigidas e a taxa de câmbio será determinada pelo equilíbrio de preço entre as cestas de produtos de diferentes países (versão absoluta) ou pela manutenção da relação entre o preço dessas de dois diferentes países.

Segundo Dornbusch (1985), embora versões preliminares da teoria de Paridade de Poder de Compra tenham sido tratadas nas Escolas de Salamanca, no século XVI, e atribuídas a metalistas ingleses, franceses e suecos ao longo dos séculos XVII a XIX, o pioneirismo acerca da teoria de Paridade de Poder de Compra é atribuído ao economista Gustav Cassel, a partir de sua publicação em período posterior a primeira guerra mundial:

The general inflation which has taken place during the war has lowered this purchasing power in all countries, though in a different degree, and the rates of exchange should accordingly be expected to deviate from their old parities in proportion to the inflation of each country. At every moment the real parity is represented by this quotient between the purchasing power of the money in the one country and the other. I propose to call this parity "purchasing power parity". As long as anything like free movement of merchandise and a somewhat comprehensive trade between the two countries takes place, the actual rate of exchange cannot deviate very much from this purchasing power parity. (CASSEL, 1918, p.413).

Uma década depois, o próprio Cassel (1928¹ apud DORNSBRUCH, 1985) já apresentava uma visão bastante clara sobre o conceito da teoria, já considerando que a Paridade de Poder de Compra era fator determinante para estimar a taxa de câmbio de longo prazo,

¹ CASSEL, G. **Foreign Investments**. Lectures of Harris Foundation, University of Chicago Press, 1928.

mesmo que, “em limites bastante estreitos”, “distúrbios” pudessem ser percebidos. O autor agrupou estes “distúrbios” em: (i) inflação ou deflação real ou esperada; (ii) obstáculos ao comércio exterior; e (iii) mudanças nos movimentos internacionais de capital.

Com o passar do tempo, e considerando que as distorções de nível de apreciação cambial acabam por trazer distorções na comparação de PIB dos países quando se utilizam taxas nominais de câmbio comerciais ou oficiais na sua conversão para uma moeda comum, o Banco Mundial, Nações Unidas e a Universidade da Pensilvânia criaram, em 1968, o Programa de Comparações Internacionais (Internacional Comparison Program – ICP), uma parceria onde o objetivo final era criar um programa regular de comparações de PIB baseadas no conceito de Paridade de Poder de Compra. O ICP coleta dados de preços e despesas para toda uma gama de bens e serviços finais que constituem o PIB, como bens e serviços de consumo, serviços governamentais e bens de capital, mensurando o PIB dos diferentes países em uma moeda comum após convertê-los por meio de taxas de Paridade de Poder de Compra produzidas a partir do seu levantamento de dados. Este procedimento permite comparar os produtos de diversas economias expressos em uma mesma moeda e ajustados por uma medida de Paridade de Poder de Compra. O projeto teve sua primeira publicação em 1970, com apenas dez países. Com o passar do tempo, o programa foi se desenvolvendo e, atualmente, envolve a publicação e comparação de dados de 199 países através de uma ampla operação estatística mundial (WORLD BANK, 2015).

Seguindo a mesma linha de pesquisa, Kravis, Heston e Summers (1978) publicaram um importante estudo onde realizam uma comparação detalhada do poder de compra em 16 países. Com base nesta comparação, realizam uma extrapolação para mais de cem países, possibilitando a comparação da renda per capita dos diferentes países ajustada a partir do conceito de paridade de poder de compra. Anos depois, Summers e Heston (1988) procuraram expandir o estudo para um período de tempo maior, de 1950 a 1985, e aumentaram a quantidade de países, que chegou a 121, publicando uma ampla base de dados que ficou conhecida como Penn World Table. O estudo passou a ser atualizado sistematicamente em conjunto pela Universidade da Califórnia e Universidade de Groningen, sendo que na sua versão 9 contempla a avaliação do período de 1950 a 2014, apresentando dados de 167 países.

Entre outros importantes estudos sobre o tema, destacam-se os que procuram testar a validade da Teoria de Paridade de Poder de Compra como forma de explicar o comportamento da taxa cambial. Nesta linha de pesquisa, utilizando modelos de autoregressões univariadas e estatísticas Dickey e Fuller, e analisando séries de dados anuais de 1900 a 1972 e mensais de 1973 a 1987 referente a diferentes países, Abuaf e Jorion (1990) encontraram resultados que

validam a Paridade de Poder de Compra no longo prazo. O artigo demonstra a não comprovação de que a taxa de câmbio real siga um passeio aleatório, considerando, na sua análise, que a teoria de Paridade de Poder de Compra é sustentada no longo prazo. Em estudo semelhante, considerando autoregressão e experimentos de Monte Carlo, Lothian e Taylor (1997) também chegam a resultados em que não é possível rejeitar a validade da Paridade de Poder de Compra ao analisar períodos longos de tempo. Ainda no estudo de Abuaf e Jorion (1990), os testes confirmam desvios no curto prazo, sendo que a análise chega a verificar que estes são reduzidos pela metade em um período médio de três anos.

Analisando um painel de 150 países e 45 observações anuais no período posterior à Segunda Guerra Mundial, Frankel e Rose (1996), de forma semelhante a estudos de séries longas, encontram fortes evidências de reversão a média, obtendo equilíbrios de “meia vida” de aproximadamente quatro anos. Também obtendo modelos que sugerem uma convergência bastante lenta, Rogoff (1996) verificou um equilíbrio de meia-vida de três a cinco anos, aceitando que choques nos mercados monetários e financeiros realmente assumem papel preponderante para a explicação de desvios tão consideráveis no curto prazo e que, por ainda haver um mercado de bens internacionais ainda não tão integrado quanto o mercado de bens domésticos, parece existir um amortecedor que faz com que variações na taxa de juros fiquem sem resposta proporcional imediata nos preços domésticos relativos.

Em estudo empírico sobre as relações de causalidade entre preços e taxas de câmbio no período de predominância de câmbio flexível da década de 1920, Frenkel (1977) verifica que as taxas de câmbio determinaram os preços, chegando a equações de preços em vez de equações de taxas de câmbio. Ao comentar os resultados, o autor enfatiza que a Paridade de Poder de Compra não deve ser vista como uma teoria de determinação de taxas de câmbio, e, sim, como uma teoria que descreve uma relação de equilíbrio entre duas variáveis endógenas. Assim, sua principal utilidade é fornecer um guia sobre a tendência de longo prazo das taxas de câmbio, e não suas flutuações de curto prazo, bem como pode ser utilizada como guia para a fixação de taxas de câmbio em períodos posteriores a deslocamentos maciços.

Além dos estudos citados, outras importantes publicações acerca do tema de Paridade de Poder de Compra são os artigos de Balassa (1964) e Samuelson (1964). Balassa (1964) considera a incorporação de bens não comercializados (*nontradables*) ao modelo, buscando assim explicar a existência de uma relação sistêmica entre as Paridades de Poder de Compra e as taxas de câmbio indicada tanto nas comparações interpaíses quanto nas comparações intertemporais. Seu argumento é que as taxas de produtividade são diferentes na produção de bens comercializáveis (*tradables*) e não comercializáveis (*nontradables*). Porém, dado que

somente os preços dos produtos comercializáveis (*tradables*) tendem a buscar equilíbrio no mercado internacional, um eventual aumento no preço relativo de produtos não comercializáveis (*nontradables*) pode gerar uma sobrevalorização nos termos de Paridade de Poder de Compra. A partir de então, diversos estudos (FARIA; LÉON-LEDESMA, 2000; LOTHIAN; TAYLOR, 2008; STRAUSS, 1998) também passaram a testar o que ficou conhecido como efeito Balassa-Samuelson.

3.2 PARIDADE DE PODER DE COMPRA NO MERCADO BRASILEIRO

Os estudos a respeito de Paridade de Poder de Compra, assim como na literatura internacional, também apresentam diferentes metodologias estatísticas e diferentes resultados para os testes aplicados.

Analisando testes de raízes unitárias contemplando o período de 1855 a 1990, Zini e Cati (1993) rejeitam a hipótese de que a Paridade de Poder de Compra absoluta explica o comportamento da taxa de câmbio real do Brasil. Na mesma linha, Palaia e Holland (2010), ao analisarem dados trimestrais do período de 1980 a 2006 utilizando testes de raiz unitária e cointegração e controlando a presença de quebras estruturais, também rejeitam a validade da versão absoluta na Paridade de Poder de Compra.

Utilizando a técnica de cointegração e analisando dados mensais do período 1980 a 1988, Rossi (1991) considera que a teoria de Paridade de Poder de Compra não é atendida, identificando não haver equilíbrio de longo prazo entre preços no Brasil e nos Estados Unidos. O próprio autor ressalta, no entanto, que a análise tratou um período em que o Brasil não adotava um regime de taxas flexíveis, nem a mobilidade dos capitais era perfeita, o que certamente impactou os resultados da pesquisa.

Da mesma forma, Marçal, Pereira e Santos Filho (2003), ao testarem a aplicação da condição de Paridade de Poder de Compra no mercado brasileiro no período de 1980 a 1994, apontam a insuficiência da doutrina em sua versão absoluta tomada isoladamente. Os autores consideram resultados mais favoráveis quando conjugados Paridade de Poder de Compra e Paridade da Taxa de Juros Descoberta (MARÇAL; PEREIRA; SANTOS FILHO, 2003).

Considerando dados referentes ao período entre 1959 e 1996, Pastore, Blum e Pinotti (1998) encontram resultados divergentes para diferentes índices de preço. Utilizando como deflator o índice de preços ao consumidor, não foi possível rejeitar a hipótese de raiz unitária na série de taxa real de câmbio. No entanto, ao utilizar índice de preços por atacado como deflator, as evidências de raízes unitárias desaparecem, o que valida a hipótese de Paridade de

Poder de Compra. Na visão dos autores, os resultados estão associados à maior presença de bens internacionais (*tradables*) nos índices de preços por atacado, o que captaria de forma mais clara a validade da teoria de Paridade de Poder de Compra.

Holland e Pereira (1999), utilizando dados referentes ao período de 1974 a 1997, avaliam a hipótese de Paridade de Poder de Compra através da análise de cointegração. Os autores ressaltam a necessidade de correções e ajustes no modelo estatístico dadas as restrições impostas por uma série de mudanças de política econômica e cambial ao longo do período analisado, o que, na opinião dos mesmos, acaba gerando divergências nos resultados encontrados para pesquisas sobre o tema. Assim, ao final da análise, consideram que não é possível negar o modelo de Paridade de Poder de Compra.

Ao constatar que os estudos acerca da Paridade de Poder de Compra confirmam a versão relativa, mas não encontram resultados homogêneos para a versão absoluta, Kannebley (2003) atribui tal divergência de resultados a inúmeras quebras estruturais decorrentes de alterações de políticas econômicas, bem como a condições macroeconômicas. Por meio da realização de testes de raiz unitária com múltiplas quebras estruturais, o autor chegou a resultados que majoritariamente rejeitam a validade da Paridade de Poder de Compra absoluta, embora em alguns testes específicos a hipótese de raiz unitária não tenha sido rejeitada (KANNEBLEY, 2003).

Por sua vez, ao testarem a validade da Paridade de Poder de Compra para o Brasil no período 1959 a 2004 por meio da aplicação do modelo não linear auto-regressivo com transição suavizada (STAR), Freixo e Barbosa (2004) identificam comportamento estacionário para a taxa de câmbio real apurada com base em preços ao consumidor. O estudo contemplou também a avaliação da taxa de câmbio real com base em preços no atacado, na qual foi observado comportamento linearmente estacionário, o que valida a teoria de Paridade de Poder de Compra (FREIXO; BARBOSA, 2004).

Cabe salientar, por fim, que os trabalhos aqui mencionados apresentam avaliações sobre a possibilidade de validação ou não da teoria de Paridade de Poder de Compra, não fazendo qualquer avaliação de relação da sobreapreciação/depreciação com qualquer outra variável, avaliação esta que é a proposta do presente estudo.

4 METODOLOGIA E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nas sessões subsequentes, serão apresentados Metodologia, Análise dos Resultados e, posteriormente, as discussões com relação aos resultados obtidos.

4.1 METODOLOGIA

O estudo empírico do presente trabalho tem por objetivo analisar uma possível relação de causalidade entre a apreciação cambial e a dinâmica da produção industrial brasileira no período de janeiro de 1996 a dezembro de 2016. Uma vez apresentadas as estatísticas descritivas, utilizamos o modelo de auto regressão vetorial (VAR) com o intuito de avaliar o impacto das variações no nível de apreciação cambial sobre a produção industrial. Segundo Gujarati (2000), a abordagem do VAR possibilita expressar o valor de uma variável como uma função linear dos valores passados, ou defasados, dessa variável e de diversas outras variáveis incluídas no modelo, considerando várias séries temporais de uma única vez. Além disso, realizamos o teste de Granger a fim de aferir estatisticamente a direção da causalidade (relação de causa e efeito).

O modelo em questão busca avaliar o efeito resposta na produção industrial a partir dos impulsos de variações nas demais variáveis do sistema. Assim, além da própria apreciação cambial, o modelo considera variáveis de controle referentes a crédito, taxa de juros, incerteza econômica, expectativa, recessões econômicas e preço de *commodities*. Dado que estas outras variáveis são inseridas no modelo, este acaba por testar o efeito resposta a partir do impulso em qualquer das variáveis, bem como é testada a resposta em cada uma destas variáveis a partir do impulso em qualquer outra variável. O Quadro 1 apresenta o conjunto de variáveis do modelo e suas bases de dados.

Quadro 1 - Variáveis do modelo e bases de dados

Variável	Descrição e base de dados
Apreciação Cambial	Calculada pela diferença entre o índice da taxa de paridade de poder de compra (PPC) e o índice da taxa de câmbio nominal ($e = R\$/US\%$). Indicador positivo representa moeda sobrevalorizada/apreciada, considerando que a cotação de paridade de poder de compra superior à taxa de câmbio, enquanto indicador negativo representa moeda desvalorizada/depreciada, considerando cotação de paridade de poder de compra abaixo da taxa de câmbio. O comportamento da Apreciação Cambial encontra-se descrito na Figura 2 (seção 5.1). O índice da paridade de poder de compra (PPC) baseia-se na série disponibilizada pelo IPEA, calculada a partir da Paridade de Poder de

Variável	Descrição e base de dados
	<p>Compra publicada pelo Banco Mundial e convertida para valores mensais. Dado que a série divulgada pelo IPEA trata a Paridade de Poder de Compra referente ao Consumo das Famílias e utiliza índices de preços ao consumidor para estimar os resultados mensais, enquanto o presente estudo busca avaliar o comportamento da produção industrial, optou-se por construir uma série da Paridade de Poder de Compra da Indústria, mantendo a metodologia de cálculo do IPEA, mas substituindo os índices de preços ao consumidor por índices de preços por atacado do Brasil e dos Estados Unidos. Ambas as séries de índices de preços são coletadas na base de séries temporais disponível no site do BACEN.</p> <p>O índice da taxa de câmbio nominal (e) corresponde à série do BACEN referente ao preço comercial de venda do dólar (cotação média), também de periodicidade mensal.</p>
Crédito	Saldo de operações de crédito em relação ao PIB divulgado pelo BACEN.
Taxa de Juros	Taxa real de juros calculada com base na diferença entre a taxa Selic do mês (anualizada) e a taxa de inflação medida pelo IPCA (acumulada nos 12 meses anteriores). Ambas as variáveis constam do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGST) do BACEN.
Incerteza Econômica	Variável Risco Brasil (EMBI BR+) divulgada pelo IPEA.
Expectativa	Cotação do IBOVESPA com base na premissa de que a expectativa dos agentes de mercado reflete-se nos preços das ações negociadas em Bolsa de Valores no mercado local.
Preço de Commodities	Índice de Preços de <i>Commodities</i> (<i>commodity price index – non-fuel</i>) divulgado pelo FMI. Entende-se que esta série é a que mais se aproxima da pauta de exportação brasileira.
Recessões Econômicas	Variável <i>dummy</i> tendo como base as informações divulgadas pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE), que estabelece uma cronologia de referência para os ciclos econômicos brasileiros. Assim, o valor é igual a 1 nos meses considerados como de recessão na economia brasileira e igual a 0 naqueles em que não se configura recessão. Cabe salientar que, pela proporção da crise econômica de 2008, insere-se, além da variável <i>dummy</i> para recessões econômicas, uma nova série com o intuito de diferenciar exclusivamente este período. Também representada por meio de <i>dummy</i> , a variável equivale a 1 nos meses de auge da crise (08/2008 a 12/2008) e a 0 nos demais meses.
Produção Industrial	Produção industrial divulgada pelo IBGE. Em função da sazonalidade característica da produção industrial, utilizam-se as séries com ajuste sazonal, procedimento realizado pelo próprio IBGE. Além disso, realiza-se uma avaliação por subsetores da indústria, igualmente a partir da base disponibilizada pelo IBGE.

A partir das séries temporais identificadas no Quadro 1, realizou-se o teste Dickey-Fuller Aumentado a fim de testar se as séries são estacionárias. Neste teste, as séries relacionadas à Recessão Econômica e à Crise de 2008 se demonstraram estacionárias em nível, enquanto as demais se apresentaram como séries de raiz unitária. Desta forma, foi calculada a primeira diferença das séries, considerando que, em caso de a série estar em valor absoluto, esta foi calculada como percentual de diferença, e, em caso de estar em taxa percentual, a série foi

calculada como diferença entre percentuais². Considerando as séries em primeira diferença, foi novamente realizado o teste de Dickey-Fuller, que demonstrou que todas as séries utilizadas no modelo são estacionárias.

A avaliação contou com os dados mensais do período de janeiro de 1996 a dezembro de 2016. Para a seleção da amostra, com o intuito de trabalhar com um período de maior estabilidade da economia brasileira, considerou-se o período a partir da criação do Plano Real. No entanto, considerando que o período dos primeiros dezoito meses do Plano foi de elevada volatilidade, principalmente no que diz respeito a inflação e juros, e distorciam bastante do restante do período, optou-se por descartar este período da amostra e considerar os dados a partir de janeiro de 1996.

Adicionalmente, com base na premissa de que a crise financeira de 2008 teria configurado uma possível ruptura nos determinantes da produção industrial brasileira, realizou-se uma análise complementar, distinguindo o período antes da crise (janeiro de 1996 a agosto de 2008) e o período depois da crise (dezembro de 2008 a dezembro de 2016), buscando-se avaliar se existiu alteração de comportamento de resposta a partir do impulso das diferentes variáveis.

A definição do número de defasagens do modelo VAR foi definida com base no Critério de Informação de Akaike, que, para variáveis em frequência mensal, tende a produzir as estimativas de resposta aos impulsos mais precisas, independentemente do tamanho da amostra (IVANOV; KILIAN, 2005). O teste de informação de Akaike sugeriu a utilização de duas defasagens. No entanto, com base nos critérios estabelecidos por Luetkepohl (2011), o teste de Breusch-Godfrey para autocorrelação dos resíduos (LM test) sugeriu a rejeição da hipótese nula de não autocorrelação serial no modelo. Por esse motivo, procedeu-se com o aumento do número de defasagens em uma unidade até que o LM test mostrasse resultados favoráveis à ausência de autocorrelação dos resíduos no modelo. Isto aconteceu com a inclusão da sexta defasagem, determinando que o lag ótimo utilizado para gerar as funções de impulso-resposta foi de seis defasagens para cada uma das variáveis endógenas no modelo. Devido a importância da premissão de ausência de autocorrelação dos resíduos para a inferência dos resultados do VAR, realizou-se também o teste de Portmanteau (Q) para testar a hipótese de que os resíduos do modelo são ruídos brancos. Os resultados deste teste corroboraram com aqueles do teste LM, ou seja, não há indícios de que o modelo com seis defasagens apresenta resíduos autocorrelacionados. Embora possa se discutir a precisão da medida do grau de

² Dessa forma, por exemplo, se a taxa real de juros subir de 4% para 8% a.a., temos que ela não variou 100%, mas sim quatro pontos percentuais (pp.).

apreciação/depreciação para cada um dos períodos analisados, vale destacar que o objeto principal desta pesquisa são os impulsos ao longo do período. Assim, é provável que pouco se alterariam os resultados da pesquisa se o indicador de apreciação fosse um índice absoluto diferente do utilizado na metodologia em questão. O que tem valor para a pesquisa é o índice relativo, bem como os movimentos de apreciação e depreciação do câmbio ao longo do período.

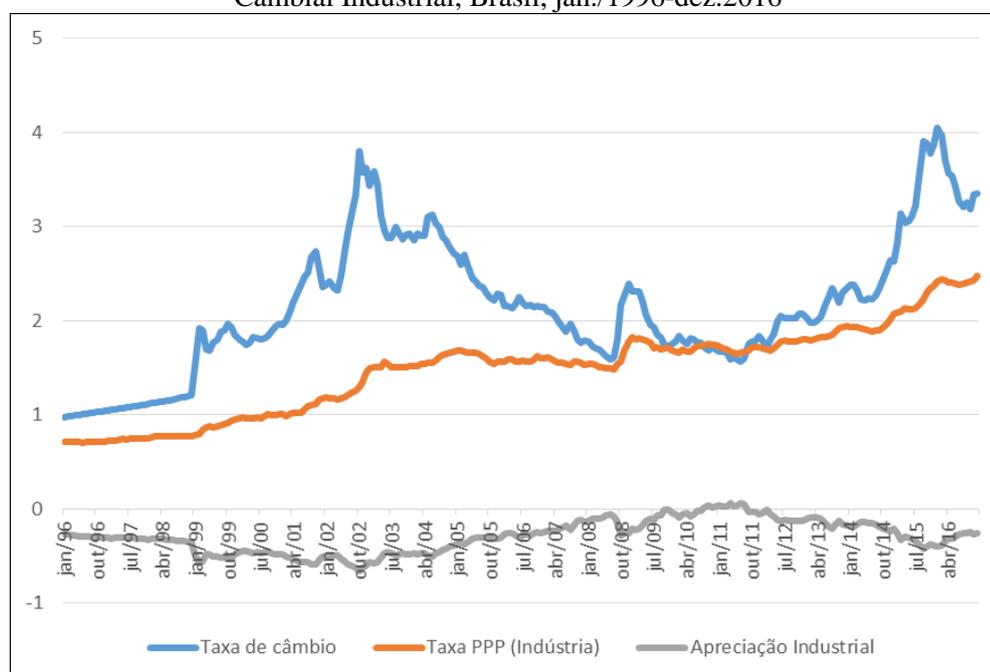
4.2 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nas sessões subsequentes, será apresentada a Análise dos Resultados.

4.2.1 Apreciação Cambial

A Figura 2 mostra o comportamento da Apreciação Cambial a partir das curvas dos da taxa de câmbio nominal e da taxa de Paridade de Poder de Compra.

Figura 2 - Taxa de câmbio nominal e taxa de Paridade de Poder de Compra Industrial e Apreciação Cambial Industrial, Brasil, jan./1996-dez.2016



Fonte: BACEN e IPEA. Elaborada pelo autor.

O comportamento das variáveis evidencia os diferentes regimes de câmbio praticados entre 1996 e 2016. Inicialmente, nos meses de janeiro de 1996 a dezembro de 1998, o câmbio nominal mostra-se administrado pelo Banco Central. Neste período, fica evidente a estratégia adotada pelo Banco Central de desvalorizar de forma progressiva o Real ao longo do tempo.

Dado o regime de câmbio administrado, esta é a fase de maior estabilidade da taxa de câmbio em todo o período analisado.

A partir de janeiro de 1999, o Banco Central abandona a administração da taxa de câmbio e passa a utilizar um regime de câmbio flutuante que leva à intensa volatilidade explicitada na Figura 2. Com a crise do Brasil, em 1999, inaugura-se um período de depreciação nominal e real da taxa de câmbio, a qual atinge um pico na conjuntura de instabilidade gerada pela eleição de Luiz Inácio Lula da Silva como Presidente da República em 2002, quando o Dólar Norte-Americano alcança cotação próxima a R\$ 4,00. Este é o período da série onde é verificada a cotação mais depreciada da moeda brasileira. A partir deste ano e até a eclosão da crise financeira de 2008, no entanto, uma fase de estabilidade econômica se configura gradativamente, passando o Real a se apreciar perante o Dólar Norte-Americano e reduzindo a depreciação, obtendo patamares muito próximos de zero em julho de 2008.

A emergência da crise financeira de 2008 resultou numa brusca depreciação do Real entre os meses de julho e outubro de 2008. Não obstante, um novo movimento de apreciação da moeda doméstica logo teve início e se estendeu de novembro de 2008 a agosto de 2011. Mesmo que esta apreciação tenha sido relativamente baixa, o período de setembro de 2010 a agosto de 2011 se configurou como a fase de maior apreciação real da moeda brasileira durante o período avaliado. Em setembro de 2011, a tendência de apreciação é revertida e o Real passou a reduzir seu valor, atingindo uma depreciação de 43% em setembro de 2015, mês em que a tendência é novamente alterada, com a moeda nacional voltando a se apreciar até o final do período de análise.

Chama a atenção o fato de durante praticamente todo o período da série a relação ter demonstrado câmbio depreciado. Neste sentido, cabe destacar que, por mais que a série tenha sido corrigida pelos índices de preços referentes ao setor industrial, o patamar inicial da série, que era a taxa de Paridade de Poder de Compra divulgada pelo Banco Mundial, se refere a uma taxa referente ao consumo, o que pode ter gerado certa distorção no grau de apreciação cambial inicial. Pode-se ainda conjecturar se o Brasil teria um equilíbrio diferente da taxa de Paridade de Poder de Compra absoluta, ou seja, um equilíbrio em um patamar de Paridade de Poder de Compra relativo onde o câmbio estaria constantemente depreciado.

De toda forma, como explicado no capítulo anterior, a avaliação do presente estudo considera os choques ao longo do período, o que é perfeitamente capturado pela série. Ou seja, mesmo que o índice absoluto inicial da série fosse diferente, mais apreciado, por exemplo, isso não alteraria os resultados obtidos pela pesquisa, visto que o estudo tem por base as variações ao longo do período, que não teriam diferença representativa.

4.2.2 Análise Descritiva

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas para o período completo de análise, bem como para dois subperíodos (pré-crise e pós-crise de 2008). O período inteiro contou com 252 observações, contemplando os meses de janeiro de 1996 a dezembro de 2016, enquanto que o subperíodo pré-crise de 2008 contou com 152 observações, estendendo-se de janeiro de 1996 a agosto de 2008, e o subperíodo pós-crise contou com 97 observações, compreendendo os meses de dezembro de 2008 a dezembro de 2016.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis, período inteiro e subperíodos selecionados

A) Período inteiro (1996m1 a 2016m12)						
Variável	Média	Mediana	DP	Min	Max	Obs
Δ Produção Industrial - Transformação (%)	0.1	0.2	1.8	-13.6	5.9	252
Δ Crédito / PIB (%)	0.1	0.1	0.5	-3.4	1.6	252
Δ Taxa Real de Juros (%)	0.0	-0.1	2.4	-8.5	24.8	252
Δ EMBI BR+ (%)	-0.4	-1.8	11.5	-30.1	52.2	252
Δ Índice de ações - Ibovespa (%)	1.8	1.7	0.9	0.8	6.4	252
Δ Apreciação da Taxa de câmbio (%)	-0.1	0.1	2.7	-15.8	6.1	252
Recessões no Brasil (%)	30.6	0.0	46.2	0.0	100.0	252
Δ Preço de <i>Commodities</i> (FMI) (%)	0.1	0.0	2.8	-16.9	8.2	252
Crise Financeira de 2008 (%)	1.2	0.0	10.9	0.0	100.0	252
B) Antes da crise financeira de 2008 (1996m1 a 2008m8)						
Variável	Média	Mediana	DP	Min	Max	Obs
Δ Produção Industrial - Transformação (%)	0.2	0.3	1.7	-5.6	6.4	152
Δ Crédito / PIB (%)	0.0	0.1	0.5	-3.4	1.6	152
Δ Taxa Real de Juros (%)	-0.1	-0.1	3.1	-8.5	24.8	152
Δ EMBI BR+ (%)	-1.0	-2.8	12.2	-30.1	44.1	152
Δ Índice de ações - Ibovespa (%)	2.2	2.4	9.5	-39.6	24.0	152
Δ Apreciação da Taxa de câmbio (%)	0.1	0.0	2.3	-12.2	6.7	152
Recessões no Brasil (%)	25.0	0.0	43.4	0.0	100.0	152
Δ Preço de <i>Commodities</i> (FMI) (%)	0.3	0.2	2.2	-6.2	8.2	152
Crise Financeira de 2008 (%)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	152
C) Depois da crise financeira de 2008 (2008m12 a 2016m12)						
Variável	Média	Mediana	DP	Min	Max	Obs
Δ Produção Industrial - Transformação (%)	-0.1	0.1	2.1	-13.5	3.4	97.0
Δ Crédito / PIB (%)	0.1	0.1	0.3	-0.6	0.9	97.0
Δ Taxa Real de Juros (%)	0.0	0.0	0.4	-0.7	0.9	97.0
Δ EMBI BR+ (%)	-0.4	-1.0	8.7	-20.1	26.0	97.0
Δ Índice de ações - Ibovespa (%)	0.7	0.2	6.1	-11.9	17.0	97.0
Δ Apreciação da Taxa de câmbio (%)	0.0	0.0	2.8	-8.8	5.5	97.0
Recessões no Brasil (%)	37.1	0.0	48.6	0.0	100.0	97.0
Δ Preço de <i>Commodities</i> (FMI) (%)	0.2	-0.1	2.9	-7.6	6.2	97.0
Crise Financeira de 2008 (%)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	97.0

Fonte: IBGE, IPEA, BACEN, FMI e CODACE. Elaborada pelo autor.

Nota: A tabela apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nos modelos *core* deste estudo. Além da amostra para o período inteiro, apresentam-se as estatísticas descritivas para os períodos pré e pós-crise financeira de 2008, tendo em vista a importância desse evento e a quebra estrutural que ele representa. O símbolo “ Δ ” sinaliza que a variável está mensurada em diferença (variação).

A Tabela 1 evidencia diferenças entre o período inteiro de avaliação e seus subperíodos. A produção industrial, por exemplo, que no subperíodo antes da crise financeira de 2008 apresentava variação média de 0,2% ao mês, passou a apresentar variação negativa de 0,1% em média no subperíodo seguinte. A variação média mensal, considerando o período completo, foi de 0,1%. Cabe destacar também um aumento do desvio padrão no subperíodo pós-crise em relação ao subperíodo pré-crise.

Por sua vez, a apreciação cambial média, que variara 0,1% a.m. no subperíodo antes da crise, revelou variação média nula no subperíodo seguinte. No período completo, a variação média foi de -0,1% a.m. Assim como na produção industrial, o desvio padrão da variação da apreciação cambial também aumentou no subperíodo pós-crise.

De forma geral, enquanto que o subperíodo antes da crise apresentou médias superiores de variação para indicadores como Produção Industrial, Ibovespa, Apreciação Cambial e Preço das *Commodities*, variáveis como Crédito/PIB, Taxa Real de Juros e Risco Brasil obtiveram variação mais positiva ou menos negativa no subperíodo pós-crise.

4.2.3 Matriz de Correlação e Estabilidade do Modelo VAR

De forma a avaliar se o modelo proposto foi adequado, realizaram-se a análise da matriz de correlação das variáveis e a avaliação da estabilidade do modelo VAR. A Tabela 2 apresenta a matriz de correlação das variáveis, considerando o período inteiro e os subperíodos antes e depois da crise.

Os resultados gerais mostram índices de correlação reduzidos. Ao longo do período inteiro, desconsiderando, obviamente, a correlação entre o mesmo indicador, o maior índice de correlação foi de 0,37, enquanto que o mais reduzido foi de -0,55. No subperíodo pré-crise, a maior correlação foi de 0,31 e o coeficiente mais negativo foi de -0,44. No subperíodo pós-crise, a correlação mais elevada foi de 0,48 e a mais negativa de -0,58. Esses índices demonstram que as variáveis em questão não apresentaram elevada correlação, sugerindo que o modelo não apresenta informação sobreposta, visto que não são variáveis substitutas. Cada uma das variáveis contribuiu com informação complementar ao modelo, e os coeficientes reduzidos de correlação atestam a validade e adequação do modelo em questão.

Tabela 2 - Matriz de correlação das variáveis, período inteiro e subperíodos selecionados

A) Período inteiro (1996m1 a 2016m12)									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Δ Produção Industrial - Transformação (1)	1.00								
Δ Crédito / PIB (2)	0.13	1.00							
Δ Taxa Real de Juros (3)	-0.16	0.10	1.00						
Δ EMBI BR+ (4)	-0.17	0.24	0.26	1.00					
Δ Índice de ações - Ibovespa (5)	0.03	-0.25	0.02	-0.55	1.00				
Δ Apreciação da Taxa de câmbio (6)	0.05	-0.24	-0.08	-0.53	0.28	1.00			
Recessões no Brasil (7)	-0.27	-0.14	0.11	0.15	-0.10	-0.14	1.00		
Δ Preço de <i>Commodities</i> (FMI) (8)	0.33	0.00	-0.02	-0.30	0.21	0.37	-0.29	1.00	
Crise Financeira de 2008 (9)	-0.32	0.13	0.02	0.19	-0.16	-0.21	0.21	-0.45	1.00
B) Antes da crise financeira de 2008 (1996m1 a 2008m8)									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Δ Produção Industrial - Transformação (1)	1.00								
Δ Crédito / PIB (2)	0.27	1.00							
Δ Taxa Real de Juros (3)	-0.20	0.12	1.00						
Δ EMBI BR+ (4)	-0.13	0.22	0.31	1.00					
Δ Índice de ações - Ibovespa (5)	-0.01	-0.22	0.02	-0.52	1.00				
Δ Apreciação da Taxa de câmbio (6)	-0.02	-0.17	-0.12	-0.44	0.12	1.00			
Recessões no Brasil (7)	-0.23	-0.15	0.13	0.15	-0.12	-0.18	1.00		
Δ Preço de <i>Commodities</i> (FMI) (8)	0.27	0.19	-0.02	-0.06	0.07	0.13	-0.31	1.00	
Crise Financeira de 2008 (9)	-	-	-	-	-	-	-	-	1.00
C) Depois da crise financeira de 2008 (2008m12 a 2016m12)									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Δ Produção Industrial - Transformação (1)	1.00								
Δ Crédito / PIB (2)	-0.05	1.00							
Δ Taxa Real de Juros (3)	-0.17	-0.18	1.00						
Δ EMBI BR+ (4)	-0.19	0.23	0.10	1.00					
Δ Índice de ações - Ibovespa (5)	0.01	-0.25	0.02	-0.50	1.00				
Δ Apreciação da Taxa de câmbio (6)	0.06	-0.37	-0.01	-0.58	0.48	1.00			
Recessões no Brasil (7)	-0.26	-0.28	0.16	0.07	0.05	-0.02	1.00		
Δ Preço de <i>Commodities</i> (FMI) (8)	0.32	-0.19	-0.08	-0.49	0.26	0.43	-0.19	1.00	
Crise Financeira de 2008 (9)	-	-	-	-	-	-	-	-	1.00

Fonte: IBGE, IPEA, BACEN, FMI e CODACE. Elaborada pelo autor.

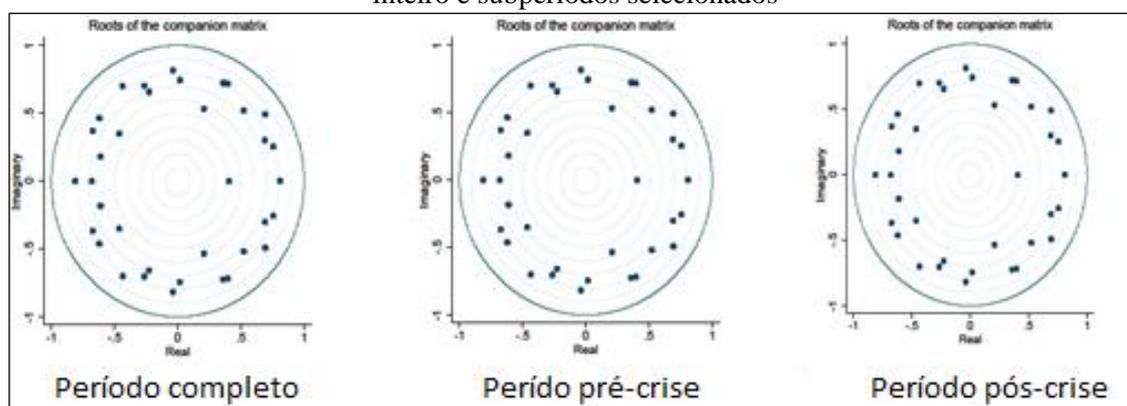
Em análise específica, é possível destacar que a correlação da produção industrial com a apreciação cambial foi levemente positiva no período inteiro e no subperíodo depois da crise (0,05 e 0,06), embora tenha sido levemente negativa no subperíodo antes da crise (-0,02). De toda forma, a correlação em questão ficou, nos três períodos avaliados, muito próxima de zero, demonstrando uma correlação praticamente nula.

Cabe destacar, ainda, a correlação positiva entre a produção industrial e o preço das *commodities* nos três períodos em questão. Como era de se esperar, a produção industrial obteve correlações negativas em relação a variáveis de taxa de juros e risco Brasil, além, é claro, de correlação negativa em relação às *dummies* de recessão econômica.

A correlação entre a produção industrial e o crédito, que foi de 0,27 no subperíodo antes da crise, reduziu-se para -0,05 no subperíodo depois da crise, mantendo um índice de 0,13 para o período completo. Isso sugere que o ciclo de crescimento baseado na expansão de crédito que pautou o período pré-crise teve fim na crise de 2008.

Além do teste de correlação, foi testada a estabilidade do modelo VAR, com resultados apresentados na Figura 3.

Figura 3 – Estabilidade do modelo VAR (pré-requisito para as funções de impulso-resposta), período inteiro e subperíodos selecionados



Fonte: Elaborada pelo autor.

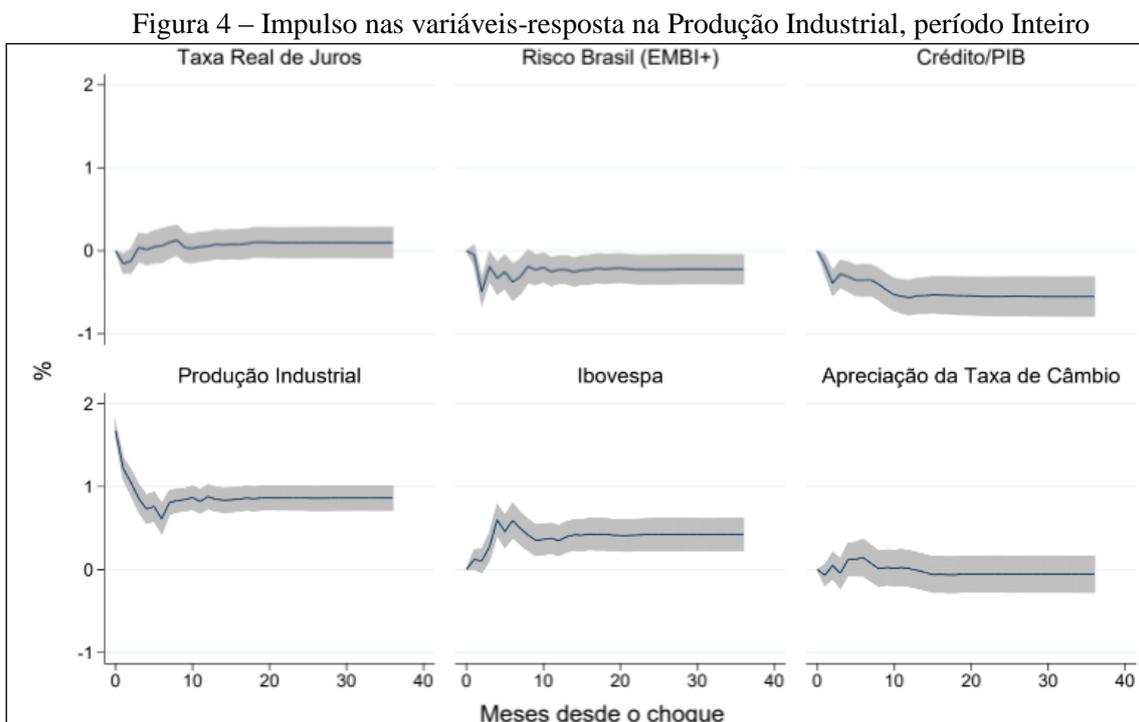
A Figura 3 demonstra que o sistema VAR não possui comportamento explosivo, o que é condição fundamental para aceitarmos os resultados da função impulso-resposta (BAUM, 2013). Assim, o teste demonstra que nenhum dos dados possui raiz unitária e, conseqüentemente, pode-se avançar com a utilização do modelo VAR para o estudo em questão.

4.2.4 Gráficos de Impulso-Resposta

A partir da validação dos testes supracitados, elaboraram-se os gráficos de impulso-resposta do modelo VAR. Dado o objetivo do presente trabalho, procurou-se testar a resposta na produção industrial a partir do impulso das variáveis Taxa Real de Juros, Risco Brasil, Crédito/PIB, Produção Industrial (variável na própria variável), Ibovespa e Apreciação Cambial. A Figura 4 mostra os gráficos da variação acumulada ao longo do período, considerando um período de 36 meses a partir do choque (impulso). Embora não seja apresentada nos gráficos, o modelo também considera a variável Preço das *Commodities* e as

variáveis *dummies* para recessão econômica e crise de 2008.⁴ Neste caso, considera-se o impacto para as variáveis em nível, não sendo levados em conta os impulsos de períodos anteriores.

Os gráficos de resposta na produção industrial a partir do impulso nas variáveis referentes ao período inteiro de análise são apresentados na Figura 4. Possuem a representação da quantidade de meses de defasagem na horizontal e da quantidade de desvios-padrão de impulso-resposta para cada variável no eixo vertical.



Fonte: Elaborada pelo autor

Os resultados demonstram que a variável Taxa Real de Juros não apresenta resultado de resposta estatisticamente diferente de zero. No caso das variáveis Risco Brasil e Crédito/PIB, o impacto é estatisticamente diferente de zero, demonstrando relação negativa para ambas as variáveis em relação à Produção Industrial. O impacto negativo na Produção Industrial como resposta à variável Risco Brasil corresponde ao que aponta a literatura, indicando que a Produção Industrial aumenta em um ambiente de maior estabilidade (menor Risco Brasil), enquanto que uma maior instabilidade (maior Risco Brasil) geraria uma queda na Produção Industrial. Por sua vez, o resultado para a variável Crédito/PIB diverge do esperado, apontando para uma queda na Produção Industrial em caso de aumento da relação Crédito/PIB e

⁴ Essas variáveis foram tratadas como exógenas no modelo, não sendo determinadas endogenamente no sistema de equações do VAR.

crescimento da Produção Industrial associado à redução na variável de crédito. Este resultado será melhor analisado após os testes de Causalidade de Granger.

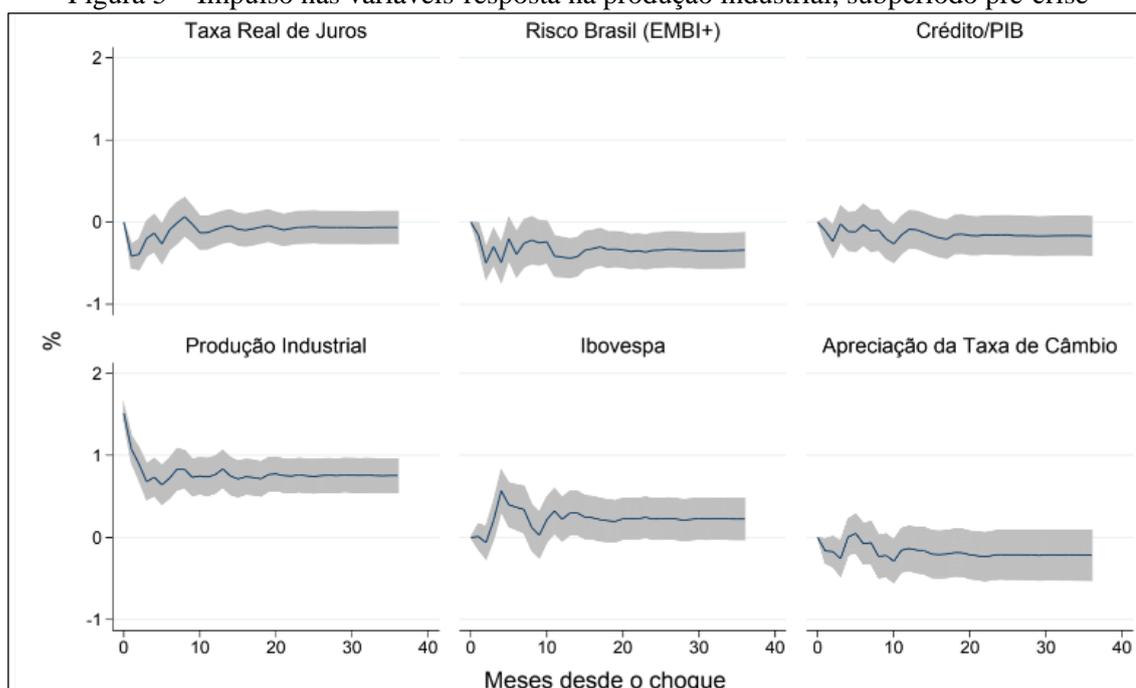
As respostas na Produção Industrial a partir do impulso nas variáveis Produção Industrial e Ibovespa também são estatisticamente diferentes de zero, porém positivas em ambos os casos. O resultado confirma o impacto esperado na própria variável, bem como a hipótese de relação positiva com a variável referente a Expectativa, demonstrando que, sob conjunturas de expectativa positiva (variação positiva do Ibovespa), a Produção Industrial tende a apresentar evolução favorável, enquanto que um cenário de expectativas negativas (variação negativa do Ibovespa) levaria à queda na Produção Industrial.

Por fim, a resposta na variável Produção Industrial a partir do impulso na variável Apreciação Cambial demonstra resultado estatisticamente não diferente de zero para o período inteiro de análise. Este resultado não confirma a hipótese apresentada pela literatura de que uma depreciação na taxa de câmbio traria aumento na Produção Industrial, enquanto que a Apreciação da Taxa de Câmbio traria redução na Produção Industrial.

Cabe destacar ainda o fato de que, nos primeiros meses após o impulso na variável de apreciação cambial, o efeito resposta apresenta relação positiva, identificando um impacto positivo com a apreciação e negativo com a depreciação. Este movimento estaria condizente com o proposto por Almeida, Novais e Rocha (2016), que apontam que a depreciação cambial pode impactar negativamente as empresas brasileiras em função de muitas possuírem endividamento em dólar, o que faz com que um movimento de depreciação do câmbio resulte em um aumento de alavancagem e redução de margem líquida, dado o impacto das despesas financeiras. Estes problemas financeiros podem impactar a produção destas empresas nos meses seguintes a esta variação, conforme apontado na Figura 4. Posteriormente, este movimento é revertido e o coeficiente acumulado passa a ser negativo, conforme demonstrado na Figura. Durante todo o período, no entanto, o coeficiente é estatisticamente não significativo.

Considerando agora os subperíodos de análise, a Figura 5 apresenta os gráficos de resposta na Produção Industrial para o subperíodo antes da crise.

Figura 5 – Impulso nas variáveis-resposta na produção industrial, subperíodo pré-crise

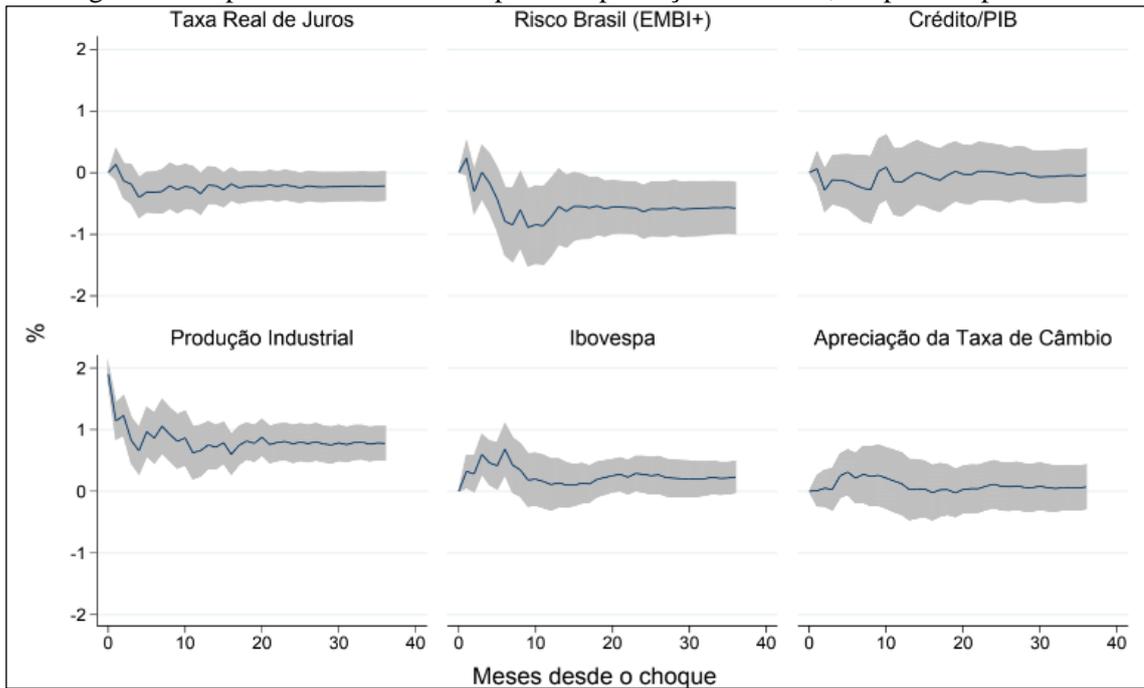


Fonte: Elaborada pelo autor

Os resultados para o subperíodo pré-crise assemelham-se aos do período inteiro de análise. Assim, as variáveis Taxa Real de Juros e Apreciação Cambial tiveram resultados estatisticamente não diferentes de zero, a variável Risco Brasil teve impacto negativo estatisticamente diferente de zero e a variável Produção Industrial teve impacto positivo estatisticamente diferente de zero. Diferente dos resultados anteriores, a variável Crédito/PIB apresentou variação estatisticamente não diferente de zero. A variável Ibovespa, mesmo que tenha se demonstrado positiva ao longo do período, demonstrou resultado estatisticamente não diferente de zero.

A Figura 6, por sua vez, mostra os gráficos da resposta na Produção Industrial correspondentes ao subperíodo após a crise financeira de 2008.

Figura 6 – Impulso nas variáveis-resposta na produção industrial, subperíodo pós-crise



Fonte: Elaborada pelo autor.

Os resultados para o subperíodo pós-crise também demonstram não haver impactos estatisticamente diferentes de zero para as variáveis Taxa Real de Juros, Crédito/PIB, Ibovespa e Apreciação Cambial. A variável Risco Brasil teve resultados negativos estatisticamente diferentes de zero, enquanto que a Produção Industrial gerou resposta positiva e estatisticamente diferente de zero.

4.2.5 Testes de Causalidade de Granger

A Tabela 3 apresenta os p-valores dos testes de causalidade de Granger para o período inteiro de análise e para os subperíodos pré-crise e pós-crise.

Tabela 3 – Testes de causalidade de Granger para as variáveis endógenas do VAR
 A) Período inteiro (1996m1 a 2016m12) B) Pré-crise (1996m1 a 2008m8) C) Pós-crise (2008m12 a 2016m12)

Equação	Excluída	Prob.	Equação	Excluída	Prob.	Equação	Excluída	Prob.
PROD_IND	CRED_PIB	0.41	PROD_IND	CRED_PIB	0.66	PROD_IND	CRED_PIB	0.97
PROD_IND	JUROS	0.66	PROD_IND	JUROS	0.17	PROD_IND	JUROS	0.14
PROD_IND	EMBI_BR	0.01	PROD_IND	EMBI_BR	0.02	PROD_IND	EMBI_BR	0.03
PROD_IND	IBOV	0.00	PROD_IND	IBOV	0.00	PROD_IND	IBOV	0.09
PROD_IND	AP_CAMB	0.23	PROD_IND	AP_CAMB	0.12	PROD_IND	AP_CAMB	0.99
PROD_IND	TODAS	0.00	PROD_IND	TODAS	0.00	PROD_IND	TODAS	0.00
CRED_PIB	PROD_IND	0.77	CRED_PIB	PROD_IND	0.05	CRED_PIB	PROD_IND	0.36
CRED_PIB	JUROS	0.00	CRED_PIB	JUROS	0.00	CRED_PIB	JUROS	0.42
CRED_PIB	EMBI_BR	0.03	CRED_PIB	EMBI_BR	0.00	CRED_PIB	EMBI_BR	0.90
CRED_PIB	IBOV	0.01	CRED_PIB	IBOV	0.00	CRED_PIB	IBOV	0.94
CRED_PIB	AP_CAMB	0.01	CRED_PIB	AP_CAMB	0.00	CRED_PIB	AP_CAMB	0.56
CRED_PIB	TODAS	0.00	CRED_PIB	TODAS	0.00	CRED_PIB	TODAS	0.74
JUROS	PROD_IND	0.13	JUROS	PROD_IND	0.09	JUROS	PROD_IND	0.02
JUROS	CRED_PIB	0.56	JUROS	CRED_PIB	0.42	JUROS	CRED_PIB	0.02
JUROS	EMBI_BR	0.50	JUROS	EMBI_BR	0.54	JUROS	EMBI_BR	0.00
JUROS	IBOV	0.00	JUROS	IBOV	0.00	JUROS	IBOV	0.16
JUROS	AP_CAMB	0.55	JUROS	AP_CAMB	0.42	JUROS	AP_CAMB	0.04
JUROS	TODAS	0.00	JUROS	TODAS	0.00	JUROS	TODAS	0.00
EMBI_BR	PROD_IND	0.16	EMBI_BR	PROD_IND	0.00	EMBI_BR	PROD_IND	0.16
EMBI_BR	CRED_PIB	0.27	EMBI_BR	CRED_PIB	0.32	EMBI_BR	CRED_PIB	0.27
EMBI_BR	JUROS	0.24	EMBI_BR	JUROS	0.09	EMBI_BR	JUROS	0.16
EMBI_BR	IBOV	0.00	EMBI_BR	IBOV	0.00	EMBI_BR	IBOV	0.00
EMBI_BR	AP_CAMB	0.26	EMBI_BR	AP_CAMB	0.14	EMBI_BR	AP_CAMB	0.64
EMBI_BR	TODAS	0.00	EMBI_BR	TODAS	0.00	EMBI_BR	TODAS	0.00
IBOV	PROD_IND	0.22	IBOV	PROD_IND	0.29	IBOV	PROD_IND	0.30
IBOV	CRED_PIB	0.03	IBOV	CRED_PIB	0.22	IBOV	CRED_PIB	0.01
IBOV	JUROS	0.12	IBOV	JUROS	0.30	IBOV	JUROS	0.49
IBOV	EMBI_BR	0.48	IBOV	EMBI_BR	0.28	IBOV	EMBI_BR	0.10
IBOV	AP_CAMB	0.53	IBOV	AP_CAMB	0.21	IBOV	AP_CAMB	0.07
IBOV	TODAS	0.06	IBOV	TODAS	0.18	IBOV	TODAS	0.00
AP_CAMB	PROD_IND	0.18	AP_CAMB	PROD_IND	0.03	AP_CAMB	PROD_IND	0.34
AP_CAMB	CRED_PIB	0.14	AP_CAMB	CRED_PIB	0.52	AP_CAMB	CRED_PIB	0.06
AP_CAMB	JUROS	0.01	AP_CAMB	JUROS	0.00	AP_CAMB	JUROS	0.35
AP_CAMB	EMBI_BR	0.43	AP_CAMB	EMBI_BR	0.55	AP_CAMB	EMBI_BR	0.69
AP_CAMB	IBOV	0.47	AP_CAMB	IBOV	0.12	AP_CAMB	IBOV	0.46
AP_CAMB	TODAS	0.01	AP_CAMB	TODAS	0.00	AP_CAMB	TODAS	0.13

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: A tabela apresenta os testes de causalidade de Granger para cada equação no VAR, estimados em três janelas de tempo diferentes: período completo (1996m1-2016m12), subperíodo pré-crise de 2008 (1996m1-2008m8) e subperíodo pós-crise de 2008 (2008m12-2016m12). A hipótese nula dos testes é que a variável excluída não Granger-cause a variável dependente na equação. Expõe-se o p-valor do teste de cada variável independente na equação e também para a significância conjunta das variáveis independentes na referida equação - "TODAS".

A primeira variável avaliada pelo teste foi a Produção Industrial. Considerando o período inteiro, é possível verificar que as defasagens da Apreciação Cambial não ajudam a explicar as variações na Produção Industrial, dado que não se rejeita a hipótese nula de não-causalidade no sentido de Granger a um $p < 0,10$. Também não se identificou uma relação de Granger-causalidade entre a Produção Industrial e as variáveis Crédito/PIB e Taxa Real de Juros. As variáveis que indicam relação de Granger-causalidade, aceitando-se a hipótese alternativa de causalidade a um $p < 0,10$, são Risco Brasil e Ibovespa. A avaliação para os períodos pré-crise e pós-crise obteve resultados semelhantes, identificando as mesmas relações de causalidade no sentido de Granger.

Os resultados do teste são condizentes com a hipótese de que um cenário econômico com maior estabilidade (redução do Risco Brasil) e expectativas mais favoráveis (aumento do Ibovespa) cria espaço para um aumento da Produção Industrial, enquanto que um cenário econômico de instabilidade (aumento do Risco Brasil) e piores expectativas (redução do Ibovespa) condiciona uma redução da Produção Industrial. Em especial, a hipótese apresentada na literatura de que Apreciação Cambial teria relação com a Produção Industrial acabou não se confirmando no teste.

Dado que a Tabela apresenta o teste de Granger-causalidade para todas as variáveis, é possível realizar algumas avaliações adicionais. Confirma-se, assim, uma causalidade no sentido de Granger das variáveis Taxa Real de Juros, Risco Brasil, Ibovespa e Apreciação Cambial com a variável Crédito/PIB. Estes resultados estão em conformidade com a hipótese de que, para uma evolução favorável do crédito, é necessário um ambiente de estabilidade (menor Risco Brasil) e expectativas positivas (variação positiva no Ibovespa), aliado à redução na taxa de juros (Taxa Real de Juros), o que acaba, por consequência, levando a uma apreciação do câmbio.

Porém, o ponto que mais chama a atenção na variável Crédito/PIB é o fato de as relações de causalidade terem se modificado bruscamente do subperíodo pré-crise para o subperíodo pós-crise. Se no subperíodo pré-crise as relações eram basicamente as verificadas para o período inteiro, no subperíodo pós-crise nenhuma relação de Granger-causalidade foi confirmada, confirmando a hipótese nula de não causalidade no sentido de Granger a um $p < 0,10$ para todas as variáveis. Isso, de certa forma, evidencia a transformação gerada pela crise em relação ao mercado de crédito brasileiro.

A análise da variável Taxa Real de Juros sugere uma relação de Granger-causalidade apenas com a variável Ibovespa, verificando-se a hipótese de não causalidade com as demais variáveis. O resultado indica que a principal variável a impactar na taxa de juros é a expectativa.

No subperíodo pós-crise, no entanto, passa a se identificar relação de Granger-causalidade com as variáveis Produção Industrial, Crédito/PIB, Risco Brasil e Apreciação Cambial.

Ao avaliar o comportamento da variável Risco Brasil, aceita-se a hipótese alternativa de Granger-causalidade apenas para a variável Ibovespa e a hipótese nula de não causalidade para as demais variáveis. O resultado é condizente com o entendimento de que as expectativas interferem no nível de risco da economia.

A variável Ibovespa tem a relação de causalidade no sentido de Granger confirmada pela variável Crédito/PIB no período inteiro e pelas variáveis Crédito/PIB e Apreciação Cambial para o período pós-crise, validando a hipótese nula de não Granger-causalidade para as demais variáveis nos três períodos avaliados.

Por fim, os testes para a variável Apreciação Cambial demonstram uma relação de Granger-causalidade com a variável Taxa Real de Juros para o período inteiro e o subperíodo pré-crise, o que é sugerido na literatura por diversos autores que consideram que a manutenção de juros elevados contribui para a apreciação da moeda doméstica. No subperíodo pós-crise, contudo, não se confirma esta relação, identificando a relação de não causalidade no sentido de Granger entre Juros e Apreciação Cambial, enquanto que a hipótese alternativa de Granger-causalidade a $p < 0,10$ é confirmada entre Crédito/PIB e Apreciação Cambial. Além disso, identifica-se, no subperíodo pré-crise, que a Produção Industrial Granger-causou a apreciação cambial. Isso é compatível com o fato de que, quando a economia local está aquecida, maior é a demanda por moeda local e o câmbio tende a se apreciar nos períodos subsequentes.

4.2.6 Testes por Segmentos

De forma a avaliar se o impulso-resposta em relação à variação da Apreciação Cambial varia entre os subsetores industriais, realizou-se uma avaliação para segmentos específicos. Esta avaliação é importante pois os segmentos possuem diferentes perfis em relação à origem de insumos (nacional ou importado) e destino das vendas (mercado nacional ou exportado). Neste sentido, busca-se avaliar se, dado os diferentes perfis, existe uma diferença na relação entre Apreciação Cambial e Produção Industrial.

Assim, modelos econométricos foram estimados para cada segmento considerando a mesma metodologia do modelo geral das seções anteriores, com a simples substituição da variável Produção Industrial Geral pela Produção Industrial de cada um dos segmentos, também disponibilizada pelo IBGE. Além da série de Produção Industrial Geral, avaliam-se os subsetores industriais agregados de Transformação e Extrativo e 20 segmentos específicos para

os quais o IBGE disponibiliza séries temporais. Assim, a Tabela 4 apresenta os coeficientes referentes ao período de 36 meses após o choque para cada um dos segmentos abordados.

Tabela 4 – Resposta acumulada a partir de impulsos nas variáveis do sistema VAR, segundo segmento da indústria

Segmento da indústria	Produção Industrial	Crédito/PIB	Taxa Real de Juros	Risco Brasil (EMBI+)	Ibovespa	Apreciação da Taxa de Câmbio
Alimentos	1,16*	0,15	0,04	0,15	-0,11	-0,26
Bebidas	1,52*	0,49	0,01	-0,19	0,11	-0,08
Fumo	6,92*	1,9	3,01**	0,61	0,92	-1,61
Têxtil	1,84*	-0,87	-0,2	0,5	0,68**	-0,46
Vestuário	1,87*	-0,83***	-0,23	0,09	0,67***	-0,05
Couro e Calçados	1,75*	-0,16	-0,09	-0,19	0,76**	0,01
Produtos de Madeira	2,65*	-0,55	0,1	0,15	0,58	-0,89
Papel e Celulose	0,71*	-0,17	0,08	0,16	0,33**	-0,1
Refino de Petróleo	1,18*	0,04	0,29	-0,31	-0,07	-0,02
Produtos Farmacêuticos	2,52*	-0,17	-0,04	-0,12	0,14	0,84
Borracha e Plástico	1,19*	-0,46	0,17	-0,26	0,79*	0,08
Minerais Não-Metálicos	0,91*	-0,08	0,12	0,03	0,37**	0,12
Metalurgia	1,94*	-0,87	0,48	-0,08	0,48	-0,09
Produtos de Metal	1,95*	-0,16	-0,16	-0,22	0,47	-0,17
Máquinas e Aparelhos Elétricos	2,36*	-0,69	0,11	-0,39	0,4	0,12
Equipamentos de Informática	3,67*	-3,66*	-1,07	-1,48***	0,4	-0,36
Máquinas e Equipamentos	2,50*	-1,53**	0,3	-0,35	1,18**	0,04
Veículos Automotores	2,75*	-1,72**	0,09	-0,69	1,42**	-0,18
Outros Equipamentos de Transporte	3,90*	-0,33	-0,01	0,4	0,12	0,89
Móveis	1,84*	-0,53	0,06	-0,19	0,33	0,16
Transformação	0,86*	-0,55**	0,1	-0,22	0,42**	-0,06
Extrativa	1,37*	-1,21***	0,67**	0,15	0,32	0,22
Geral	0,82*	-0,6	0,15	-0,19	0,42**	-0,07

* Estatisticamente diferente de zero - nível de significância de 99%

** Estatisticamente diferente de zero - nível de significância de 95%

*** Estatisticamente diferente de zero - nível de significância de 90%

Fonte: Elaborada pelo autor.

É possível observar que apenas o coeficiente referente à própria variável Produção Industrial demonstra ser estatisticamente diferente de zero em todos os segmentos analisados. Com relação às demais variáveis, observa-se maior incidência de coeficientes estatisticamente diferentes de zero nas variáveis Ibovespa e Crédito/PIB. A variável de Apreciação Cambial não demonstra nenhum coeficiente estatisticamente diferente de zero, confirmando os resultados obtidos na avaliação da série de Produção Industrial geral.

Conforme a avaliação de Benkwitz, Lütkepohl e Wolters (1999) da sensibilidade do cálculo de erro-padrão das estimativas de intervalo de confiança para o modelo VAR e

considerando que o presente estudo tem como intuito avaliar se há diferença de comportamento (coeficientes) entre os segmentos analisados, optou-se por realizar a análise dos coeficientes obtidos entre os diferentes grupos independente da incidência de coeficientes estatisticamente diferentes de zero.

Segmentos como “fumo”, “produtos de madeira” e “têxtil”, com coeficientes de -1,61, -0,89 e -0,46, respectivamente, são os que evidenciam coeficientes mais negativos em relação à Apreciação Cambial, demonstrando um impacto positivo em caso de depreciação cambial. Por outro lado, observa-se que alguns segmentos apresentam variação positiva com a Apreciação Cambial, nos quais se destacam com os mais elevados coeficientes os segmentos “outros equipamentos de transporte” e “produtos farmacêuticos”, com coeficientes de 0,89 e 0,84, respectivamente.

Em um plano mais agregado, cabe ressaltar a diferença entre os segmentos extrativo e de transformação. Enquanto o primeiro apresentou relação positiva de 0,22 com relação à Apreciação Cambial, sendo assim prejudicado pela depreciação do câmbio, o segundo apresentou relação oposta, com coeficiente de -0,06, sendo beneficiado pela depreciação do câmbio.

É possível perceber, assim, que o comportamento dos diferentes segmentos da indústria nacional é bastante heterogêneo no que tange à resposta aos choques na Apreciação Cambial. Uma avaliação circunscrita aos dados gerais da indústria pode se configurar em um enorme equívoco quando generalizada a todo o setor, dado não haver um comportamento homogêneo entre seus diversos segmentos. Logo, a avaliação dos movimentos do câmbio em relação aos segmentos industriais específicos é necessária a fim de melhorar o entendimento sobre os impactos da Apreciação Cambial.

Em um segundo momento, optou-se por separar os segmentos em três diferentes grupos, utilizando-se como critério de divisão o coeficiente de exportações líquidas divulgado pela Confederação Nacional da Indústria com base no período de 1996 a 2016 (CNI, 2017). O coeficiente de exportações líquidas é formado pela diferença entre a receita com exportações e o dispêndio com insumos importados como proporção do valor da produção do segmento. Assim, o coeficiente positivo representa que o valor exportado pelo segmento é superior ao valor dos insumos importados.

Conforme o coeficiente, as empresas foram separadas em três tercís: (i) superior: com os segmentos com coeficientes mais elevados e conseqüentemente os segmentos com perfil mais exportador; (ii) intermediário: com os segmentos com coeficientes intermediários e conseqüentemente os segmentos com perfil mais neutro; (iii) inferior: com os segmentos com

coeficientes positivos mais reduzidos ou negativos e conseqüentemente os segmentos com perfil menos exportador e, inclusive, importador.

Assim, a Tabela 5 apresenta a relação completa dos segmentos com a referida divisão nos tercis. Os indicadores que formam o modelo são apresentados por grupo e por segmentos.

Tabela 5 – Coeficientes das Variáveis com base no Modelo VAR, segundo segmentos divididos por grupos conforme o coeficiente de exportações líquidas

Segmento da indústria	Produção Industrial	Crédito/PIB	Taxa Real de Juros	Risco Brasil (EMBI+)	Ibovespa	Apreciação da Taxa de Câmbio
Grupo 1: Tercil superior das exportações líquidas						
Fumo	6,92*	1,9	3,01**	0,61	0,92	-1,61
Produtos de Madeira	2,65*	-0,55	0,1	0,15	0,58	-0,89
Outros Equipamentos de Transporte	3,90*	-0,33	-0,01	0,4	0,12	0,89
Couro e Calçados	1,75*	-0,16	-0,09	-0,19	0,76**	0,01
Metalurgia	1,94*	-0,87	0,48	-0,08	0,48	-0,09
Papel e Celulose	0,71*	-0,17	0,08	0,16	0,33**	-0,1
Alimentos	1,16*	0,15	0,04	0,15	-0,11	-0,26
Média Grupo 1	2,72	0,00	0,52	0,17	0,44	-0,29
Grupo 2: Tercil intermediário das exportações líquidas						
Máquinas e Equipamentos	2,50*	-1,53**	0,3	-0,35	1,18**	0,04
Minerais Não-Metálicos	0,91*	-0,08	0,12	0,03	0,37**	0,12
Veículos Automotores	2,75*	-1,72**	0,09	-0,69	1,42**	-0,18
Móveis	1,84*	-0,53	0,06	-0,19	0,33	0,16
Produtos de Metal	1,95*	-0,16	-0,16	-0,22	0,47	-0,17
Têxtil	1,84*	-0,87	-0,2	0,5	0,68**	-0,46
Média Grupo 2	1,97	-0,82	0,04	-0,15	0,74	-0,08
Grupo 3: Tercil inferior das exportações líquidas						
Máquinas e Aparelhos Elétricos	2,36*	-0,69	0,11	-0,39	0,4	0,12
Bebidas	1,52*	0,49	0,01	-0,19	0,11	-0,08
Borracha e Plástico	1,19*	-0,46	0,17	-0,26	0,79*	0,08
Vestuário	1,87*	-0,83**	-0,23	0,09	0,67***	-0,05
Produtos Farmacêuticos	2,52*	-0,17	-0,04	-0,12	0,14	0,84
Refino de Petróleo	1,18*	0,04	0,29	-0,31	-0,07	-0,02
Equipamentos de Informática	3,67*	-3,66*	-1,07	-1,48***	0,4	-0,36
Média Grupo 3	2,04	-0,75	-0,11	-0,38	0,35	0,08

* Estatisticamente diferente de zero - nível de significância de 99%

** Estatisticamente diferente de zero - nível de significância de 95%

*** Estatisticamente diferente de zero - nível de significância de 90%

Fonte: Elaborada pelo autor.

Deste modo, com relação à avaliação entre os três diferentes grupos, cabe destacar que se verifica uma diferença entre a média do coeficiente dos segmentos em relação ao choque de Apreciação Cambial. O tercil superior obteve média de -0,29, indicando resposta de evolução

positiva da Produção Industrial a um choque de depreciação do câmbio ou queda na Produção Industrial do segmento em caso de apreciação do Real. Também o tercil mediano evidencia variação negativa, porém substancialmente menor e igual a -0,08. No caso do tercil inferior, o efeito resposta do impulso na variação cambial foi positivo em 0,08, o que representa impacto positivo na Produção Industrial do grupo em caso de apreciação cambial e impacto negativo em caso de depreciação cambial.

De forma geral, os resultados por segmentos são condizentes com a ideia de que, em média, setores que são importadores líquidos se beneficiam com a apreciação cambial, enquanto que os exportadores líquidos são os que mais são prejudicados pela apreciação cambial. Assim, além de demonstrar a existência de heterogeneidades importantes no que tange às classes da indústria, a presente avaliação confirma a hipótese esperada de que segmentos que possuem maior dependência dos saldos de exportação apresentam comportamento mais dependente da depreciação do câmbio.

4.3 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

O objetivo principal do presente estudo foi verificar a existência de relação de causalidade entre apreciação cambial e produção industrial na economia brasileira. Neste sentido, através do modelo estatístico VAR, procurou-se analisar se os impulsos de choques na apreciação cambial geravam efeito resposta na produção industrial. No entanto, a avaliação realizada no presente estudo apresentou coeficientes estatisticamente não diferentes de zero para tal relação, o que leva a concluir pela não confirmação da hipótese de causalidade entre apreciação cambial e produção industrial.

De certa forma, os resultados acabam surpreendendo, dado que a apreciação cambial vem sendo apontada por inúmeros economistas como a principal causa para a perda de competitividade e conseqüente redução da participação da indústria na economia brasileira (BRESSER-PEREIRA, 2005; NASSIF, 2008; PALMA, 2014; MARCONI; ROCHA, 2012; OREIRO; FEIJÓ, 2010; BRESSER-PEREIRA; MARCONI, 2009; SONAGLIO; ZAMBERLAN *et al.*, 2010).

Cabe destacar que o presente estudo analisou como a dinâmica da produção industrial reage a choques (inovações) na apreciação cambial, antes e depois da crise financeira de 2008. Uma limitação inerente desse tipo de análise empírica é que os choques e variações inesperadas na apreciação são sensíveis ao modelo estimado. Assim, diferentes modelos gerariam resultados potencialmente diferentes, sendo passível a existência de variáveis omitidas pelo estudo. No

entanto, todos os testes apresentados sugerem a adequação do modelo apresentado. Além disso, cabe ressaltar que o estudo avaliou o efeito impulso-resposta. Assim, não é possível avaliar se, em um cenário com política de manutenção de um câmbio depreciado por um longo período de tempo, como ocorre na economia chinesa, por exemplo, não haveria um diferente patamar de produção industrial. Como foi relatado, a presente avaliação se limitou a estudar a resposta na produção industrial brasileira em relação aos choques no câmbio, uma vez controlados os efeitos de outras variáveis relevantes para a produção industrial, no período entre 1996 e 2016. Sob esta ótica, é possível afirmar que os movimentos de depreciação ou apreciação do câmbio nesses anos não geraram movimentos estatisticamente significantes na produção industrial, *ceteris paribus*.

De forma mais ampla, ao avaliar os resultados obtidos junto às variáveis de controle, destaca-se a relação de causalidade entre Produção Industrial e as variáveis referentes a Estabilidade Econômica e Expectativas, enquanto que não foi identificada relação de causalidade entre a Produção Industrial e as variáveis de Crédito/PIB e Taxa Real de Juros. Estes resultados se mantiveram ao longo de todo o período avaliado, tanto no período pré-crise de 2008, quanto no período pós-crise.

A partir da inclusão no modelo de nove variáveis de Doan, Litterman e Sims (1984), os índices de preços de ações vêm sendo amplamente utilizados em modelos de previsão e projeção de indicadores macroeconômicos. A variável se mostra interessante por representar a expectativa atual dos agentes de mercado, sendo que a importância da expectativa nos modelos de previsão macroeconômica já havia sido amplamente abordada por Sims (1980). Assim, ao representar expectativas, a oscilação dos preços de ações acaba antecipando movimentos que se consolidarão no lado real da economia em seguida. Esta relação foi confirmada no presente estudo, que validou a hipótese de que um ambiente de expectativas favoráveis impacta favoravelmente a Produção Industrial e um ambiente de expectativas negativas impacta negativamente a Produção Industrial.

Da mesma forma, a relação de causalidade entre Estabilidade Econômica e Produção Industrial é condizente com a literatura, confirmando a hipótese de que em um cenário de menor incerteza econômica, representado pela variável Risco Brasil, a Produção Industrial responde positivamente, enquanto que, em um cenário de maior incerteza, a Produção Industrial tende a apresentar queda.

A confirmação destas relações de causalidade valida o proposto pela literatura. No entanto, o que, de certa forma, surpreende é o fato de estas terem sido as únicas duas variáveis com efeito impulso-resposta estatisticamente significativo e confirmação nos testes de

causalidade de Granger. Estes resultados sugerem que a atenção de economistas e formuladores de políticas públicas deveria estar mais voltada à consolidação de um ambiente de estabilidade econômica e com melhores expectativas, traduzidos nos indicadores de Risco Brasil e Ibovespa, o que traria, por consequência, um aumento da produção industrial.

Por fim, cabe comentar a relação entre o resultado encontrado para o teste de causalidade entre Apreciação Cambial e Produção Industrial, que não confirmou tal relação, e a relação de causalidade confirmada com as variáveis de Estabilidade e Expectativas. Os resultados levam-nos a considerar que, exatamente em virtude de fatores como estabilidade e expectativas terem peso nas decisões dos agentes do setor industrial brasileiro, as variações no câmbio permaneceriam sem resposta estatisticamente significativa em função de não haver confiança quanto à manutenção de um patamar estável de câmbio. As frequentes oscilações no câmbio no Brasil fazem com que os agentes do segmento industrial não acreditem na manutenção de um patamar estável de taxa de câmbio. Sem confiar em que o câmbio permaneça estável, as indústrias não considerariam, em sua tomada de decisões, um preço mais competitivo gerado a partir de novo patamar de câmbio.

Adicionalmente, o presente trabalho apresentou uma abordagem para diferentes segmentos da indústria. Avaliação semelhante havia sido realizada no estudo de Marconi e Barbi (2010), porém este estudo esteve voltado à avaliação da participação relativa dos setores no valor adicionado agregado ao longo do tempo e com relação à balança comercial. Assim, uma inovação neste trabalho reside em evidenciar heterogeneidades importantes no comportamento dos diferentes segmentos da indústria em relação à Apreciação Cambial, diferenças não capturadas, evidentemente, sob a ótica da produção agregada. Em relação aos segmentos da indústria, os segmentos fumo, produtos de madeira e têxtil demonstram efeitos de crescimento em face de movimentos de depreciação cambial, enquanto que os segmentos de outros equipamentos de transporte e produtos farmacêuticos demonstram efeitos positivos em relação a apreciações do câmbio. Considerando a diferenciação de segmentos conforme os coeficientes de exportações líquidas, os resultados obtidos são condizentes com a ideia de que, em média, segmentos industriais que são importadores líquidos se beneficiam com a apreciação cambial, enquanto que segmentos exportadores são os mais prejudicados pela apreciação cambial.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A preocupação quanto à queda da produção industrial no Brasil tem sido tema constante de artigos e debates na academia brasileira. Por mais que este debate tenha avançado, não há concordância quanto à caracterização técnica de um quadro de desindustrialização. Mais importante que esta discussão quanto ao enquadramento do processo, no entanto, parece ser o debate quanto às causas que estariam levando a uma perda de competitividade da indústria nacional, campo no qual a discussão ainda deve ser ampliada.

Nesse sentido, a apreciação cambial tem sido apontada por estudiosos como a principal causa para este processo (NASSIF, 2008; BRESSER-PEREIRA; MARCONI, 2009; OREIRO; FEIJÓ, 2010; MARCONI; BARBI, 2010; SONAGLIO *et al.*, 2010; MARCONI; ROCHA, 2012). A partir destes apontamentos, o presente trabalho buscou verificar a existência de relação de causalidade entre Apreciação Cambial e Produção Industrial.

Os resultados acabam por não confirmar a hipótese da relação de causalidade entre Apreciação Cambial e Produção Industrial. Em paralelo a isso, foram validadas pelo modelo as relações de causalidade entre as variáveis Incerteza Econômica e Expectativas e a variável Produção Industrial. Os resultados são condizentes com a hipótese de que um cenário econômico com maior estabilidade (redução do Risco Brasil) e melhores expectativas (aumento do Ibovespa) criaria espaço para um aumento da Produção Industrial, enquanto que um cenário econômico de instabilidade (aumento do Risco Brasil) e piores expectativas (redução do Ibovespa) acabaria levando à redução da Produção Industrial.

Os resultados acrescentam uma linha de abordagem diferente da que predomina na literatura e evidenciam que temas como incerteza econômica e expectativas dos agentes de mercado devem ser melhor considerados por economistas e formuladores de políticas públicas. Em especial, sugere-se que uma política cambial mais firme no combate à apreciação do Real pode vir a contribuir para a produção industrial somente se acompanhada de estabilidade econômica e expectativas positivas dos agentes de mercado.

Adicionalmente, uma inovação do presente trabalho para a literatura foi a demonstração empírica quanto ao comportamento heterogêneo dos segmentos da indústria frente à Apreciação Cambial. O estudo evidencia que os segmentos da indústria com perfil importador líquido se beneficiam da Apreciação Cambial, enquanto que os segmentos com perfil exportador líquido são prejudicados pela Apreciação Cambial. Em relação a segmentos específicos, tem-se que os segmentos de fumo, produtos de madeira e têxtil apresentam efeitos mais positivos em relação

a movimentos de depreciação cambial, enquanto que os segmentos de outros equipamentos de transporte e produtos farmacêuticos obtêm efeito positivo em relação a apreciações do câmbio.

Dentre as alternativas de pesquisas futuras a partir dos resultados do presente estudo, registra-se a importância de novas análises com relação às variáveis que impactam no comportamento da produção industrial. Dado que incerteza econômica e expectativas tiveram sua relação de causalidade com a produção industrial confirmada nesta análise, estudos futuros poderiam avaliar o canal em que ocorre esta relação. Com base dos estudos de De Long e Summers (1991), a variável investimento em equipamentos e maquinários surge como uma das possibilidades. Assim, estudos futuros poderiam avaliar se o investimento em equipamentos e maquinários, bem como na estrutura produtiva em geral, são impactados pelas variáveis incerteza econômica e expectativas e, na sequência, se esta variável de investimento impacta o comportamento da produção industrial. Adicionalmente, estudos com relação à avaliação de segmentos específicos também podem ser estimulados.

REFERÊNCIAS

ABUAF, N.; JORION, P. Purchasing Power Parity in the Long Run. **Journal of Finance**, v.45, n.1, p. 157-174, Mar., 1990.

BACEN – Banco Central do Brasil. Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGST). Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?serietemp>. Acesso em 26 ABR 17.

ALMEIDA, J. S. G.; NOVAIS, L. F.; ROCHA, M. A. A fragilização financeira das empresas não financeiras no Brasil pós-crise. **Texto para a Discussão**, n. 281, Campinas, Instituto de Economia, Out., 2016.

BALASSA, B. The Purchasing-Power Parity Doctrine: a Reappraisal. **Journal of Political Economy**, v.72, n.6, p.584-596, Dec., 1964.

BAUM, C. **VAR, SVAR and VECM models**. Applied Econometrics Notes. Boston, 2013.

BENKWITZ, A.; LÜTKEPOHL, H.; WOLTERS, J. **Comparison of Bootstrap Confidence Intervals for Impulse Responses of German Monetary Systems**, Discussion Papers, Interdisciplinary Research Project 373: Quantification and Simulation of Economic Processes, n. 29, 1999.

BERG; A.; MIAO, Y. The Real Exchange Rate and Growth Revisited: The Washington Consensus Strikes Back? IMF Working Paper, 10/58, Mar., 2010.

BONELLI, R.; PESSÔA, S.A. Desindustrialização no Brasil: um resumo da evidência. **Texto para Discussão, Instituto Brasileiro de Economia – Fundação Getúlio Vargas**, n.7, Mar., 2010.

BRESSER-PEREIRA, L.C. Maldição dos Recursos Naturais. **Folha de São Paulo**. 06/06/2005.

BRESSER-PEREIRA, L.C.; MARCONI, N. Doença Holandesa e Desindustrialização. **Valor Econômico**, 25/11/2009.

CASSEL, G. Abnormal Deviations in International Exchanges. **The Economic Journal**, v.28, n.112, p.413-415, Dec., 1918.

CHENERY, H.B. Patterns of Industrial Growth. **The American Economic Review**, v. 50, n. 4, p. 624-654, 1960.

CLARK, C. **The Conditions of Economic Progress**. London: Macmillan, 1957.

CNI - Confederação Nacional da Indústria. Coeficiente de Exportações Líquidas. Disponível em: <http://www.portaldaindustria.com.br/cni/estatisticas/>. Acesso em 31 JAN 18.

CODACE – Comitê de Datação de Ciclos Econômicos. Comunicado de Datação de Ciclos Mensais Brasileiros. Disponível em:

<http://portalibre.fgv.br/main.jsp?lumChannelId=4028808126B9BC4C0126BEA1755C6C93>. Acesso em 21 MAI 17.

CORDEN, W.M.; NEARY, P. Booming Sector and De-industrialisation in a Small Open Economy. **The Economic Journal**, v.92, n.368, p.825-848, dec., 1982.

CUNHA, A.; LELIS, M.T.C.; FLIGENSPAN, F.B.. Desindustrialização e Comércio Exterior: evidências recentes para o Brasil. **Revista de Economia Política**, v.33, n.3 (132), p.463-485, jul-set., 2013.

DE LONG, J.B.; SUMMERS, L.H. Equipment Investment and Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 106, n. 2, p. 445-502, 1991.

DOAN, T.; LITTERMAN, R.; SIMS, C.A. Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions. **Econometric Reviews**, v.3, n.1, p. 1-100, Jan., 1984.

DOLLAR, D. Outward-oriented developing economies really do grow more rapidly: evidence from 95 LDCs, 1976-1985. **Economic Development and Cultural Change**, v. 40, p. 523-544, 1992.

DOOLEY, M.P.; LANDAU, D.F.; GARBER, P. An essay on the revived Bretton Woods System. **National Bureau of Economic Research - Working Paper**, n. 9971. Cambridge, Sep., 2003.

DORNBUSCH, R. Purchasing Power Parity. **National Bureau of Economic Research. Working Paper**, n.1591, Cambridge, Mar., 1985.

FARIA, J.R.; LEÓN-LEDESMA, M. Testing the Balassa–Samuelson effect: Implications for growth and the PPP. **Journal of Macroeconomics**, v.25, p.241-254, Jun., 2003.

FRANKEL, J.A.; ROSE, A.K. A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean reversion within and between countries. **Journal International Economics**, v.40, p.209-224, 1996.

FREIXO, C.S.; BARBOSA, F.H. Paridade de Poder de Compra: o modelo de reversão não linear para o Brasil. **Revista Economia**, v.5, n.3, p.75-116, dez. 2004.

FRENKEL, J.A. Purchasing Power Parity: Doctrinal perspective and evidence from the 1920s. **Journal of International Economics**, v.8, p.169-191, 1977.

FMI – Fundo Monetário Internacional. Índice de Preços de *Commodities*.

Disponível em: <http://www.imf.org/Data/>. Acesso em 05 ABR 17.

GALA, P.; MORI, R. **Sobre os Impactos do Nível do Câmbio Real na Formação Bruta de Capital Fixo, no Produto Potencial e no Crescimento**. In: MICHEL, R.; CARVALHO, L. *Crescimento Econômico: Setor Externo e Inflação*. Rio de Janeiro: IPEA, 2009.

GALA, P.; LIBÂNIO, G. Taxa de Câmbio, poupança e produtividade: impactos de curto e longo prazo. **Economia e Sociedade**: Campinas, v.20, n.2 (42), p.229-242, Ago., 2011.

GUJARATI, D.N. **Econometria Básica**. 3.ed. São Paulo: Makron, 2000.

HALLWARD-DRIEMEIER, M.; NAYYAR, G. Trouble in the Making? The Future of Manufacturing-Led Development. **World Bank Publications**, 2017.

HAUSMANN, R.; PRITCHETT, L.; RODRIK, D. **Growth accelerations**. John F. Kennedy School of Government, Harvard University, Apr. 2004

HOLLAND, M.; PEREIRA, P.L.V. Taxa de Câmbio Real e Paridade de Poder de Compra no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Fev. 1999.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Séries Históricas e Estatísticas. Disponível em: <https://seriesestatisticas.ibge.gov.br>. Acesso em 18 ABR 17.

IPEADATA. **Base de dados econômicos e Financeiros**. Disponível em: www.ipeadata.gov.br. Acesso em 15 ABR 17.

IVANOV, V; KILIAN, L. A practitioner's guide to lag order selection for VAR impulse response analysis. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, 9(1), 2005.

JONES, R.W.; NEARY, J.P. The Positive Theory of International Trade. **Handbook of International Economics**, v.1, p.1-62, 1984.

KALDOR, N. **Causes of growth and stagnation in the world economy**. Cambridge: Cambridge University Press, 1960.

KANNEBLEY, S. Paridade de Poder de Compra no Brasil – 1968 a 1994. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.33, p. 735-769, out.-dez., 2003.

KRAVIS, I.B.; HESTON, A.W.; SUMMERS, R. Real GDP Per Capita for More Than One Hundred Countries. **The Economic Journal**, v.88, n.350, p.215-242, jun.1978.

LOTHIAN, J. TAYLOR, M. Real Exchange Rate Behavior. **Journal of International Money and Finance**, v.16, n.6, p.945-954, 1997.

LOTHIAN, J. TAYLOR, M. Real Exchange Rates Over the Past Two Centuries: How Important is the Harrod-Balassa-Samuelson Effect? **Economic Journal**, v.118, p.1742-1763, Oct., 2008.

LUETKEPOHL, H. **Vector Autoregressive Models**. Tech. rept. European University Institute, 2011.

MARÇAL, E. F.; PEREIRA, P. L. V.; SANTOS FILHO, O. C. Paridade do Poder de Compra: Testando Dados Brasileiros. **RBE**. Rio de Janeiro: 57(1), p. 159-190, Jan./Mar, 2003.

MARCONI, N.; BARBI, F. Taxa de Câmbio e Composição Setorial da Produção: Sintomas de Desindustrialização da Economia Brasileira. **Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas – FGV-EESP. Texto para Discussão** n. 255, Set., 2010.

MARCONI, N.; ROCHA, M. Taxa de Câmbio, comércio exterior e desindustrialização precoce – o caso brasileiro. **Economia e Sociedade**, v.21, p. 853-888, dez., 2012.

NASSIF, A. Há evidências de desindustrialização no Brasil? **Revista de Economia Política**, v.28, n.1 (109), p.72-96, Jan.-Mar., 2008.

OREIRO, J.L.; FEIJÓ, C.A. Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro. **Revista de Economia Política**, v.30, n.2(118), p.219-232, abr.-jun., 2010.

PALAIÁ, D.; HOLLAND, M. Taxa de Câmbio e Paridade de Poder de Compra no Brasil: análise econométrica com quebra estrutural. **Economia Aplicada**, v. 14, n.1, p. 5-24, 2010.

PALMA, G. De-Industrialisation, Premature De-Industrialisation and the Dutch-Disease. **Revista NECAT**, v.3, n.5, p.7-23, jan.-jun., 2014.

PASTORE, A.C.; BLUM, B.S.; PINOTTI, M.C. Paridade de Poder de Compra, Câmbio Real e Saldos Comerciais. **RBE**, Rio de Janeiro, v.52, p.359-403, jul./set. 1998.

RAZIN, O.; COLLINS, S.M. Real Exchange Rate Misalignments and Growth. **National Bureau of Economic Research - Working Paper**, n.6174. Cambridge, Set. 1997.

RODRIK, D. The Real Exchange Rate and Economic Growth. **Brookings Papers on Economic Activity**, 2, p. 365–412, 2008.

ROGOFF, K. The Purchasing Power Parity Puzzle. **Journal of Economic Literature**, v.34, n.2, p.647-668, jun., 1996.

ROSSI, J.W. Determinação da Taxa de Câmbio: testes empíricos para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 21, n.2, p. 397-412, ago., 1991.

ROWTHORN, R.; RAMASWAMY, R. Growth, Trade, and Desindustrialization. **IMF Staff Papers**, v.46, n.1, p.18-41, mar., 1999.

ROWTHORN, R.; WELLS, J.R. **De-industrialization and Foreign Trade**. Cambridge: Cambridge University Press, 1987.

SAMUELSON, P.A. Theoretical Notes on Trade Problems. **The Review of Economics and Statistics**, v.46, n.2, p.145-154, Mai., 1964.

SIMS, C.A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica: Journal of Econometric Society**, v. 48, n.1, p. 1-48, Jan., 1980.

SONAGLIO, C.M.; ZAMBERLAN, C.O.; LIMA, J.E.; CAMPOS, A.C. Evidências de Desindustrialização no Brasil: uma análise com dados em painel. **Economia Aplicada**, v.14, n.4, p.347-372, 2010.

STRAUSS, J. Relative price determination in the medium run: The influence of wages, productivity, and international prices. **Southern Economic Journal**, v.65, n.2, p.223-244, Oct., 1998.

SUMMERS, R.; HESTON, A. A new set of internacional comparasions of real products and price levels estimates for 130 countries, 1950-1985. **The Review of Income and Wealth**, v.34, p.1-25, mar, 1988.

THIRLWALL, A.P. Balance of payments constraint as an explanation of international growth rates. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, Mar. 1979.

TREGENNA, F. Characterising desindustrialization: an analysis of changes in manufacturing employment and output internationally. Cambridge **Journal of Economics**, v.33, n.3, p.433-466, mai., 2009.

WILLIAMSON, J. Exchange rate policy and development. **Initiative for Policy Dialogue Task Force on Macroeconomics**. New York: Columbia University, Aug. 2003.

WORLD BANK. **Internacional Comparison Program**. The World Bank Group, 2015.

Disponível em:

<http://web.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/DATASTATISTICS/ICPEXT/0,,contentMDK:22377119~menuPK:6782100~pagePK:60002244~piPK:62002388~theSitePK:270065,00.html>. Acesso em: 12 jun. 2017.

ZINI, A.A.; CATI, R.C. Cointegração e taxa de câmbio: testes sobre a PPC e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.23, n.2, p. 349-374, ago., 1993.