

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E HUMANAS
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

Francine Vanessa Ziani

**PROPENSÃO DE CURTO E DE LONGO PRAZO DA TAXA DE
CÂMBIO EFETIVA REAL SOBRE AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS
LÍQUIDAS DE 01/1999 A 06/2018**

Santa Maria, RS
2018

Francine Vanessa Ziani

**PROPENSÃO DE CURTO E DE LONGO PRAZO DA TAXA DE CÂMBIO EFETIVA
REAL SOBRE AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS LÍQUIDAS DE 01/1999 A 06/2018**

Monografia de Graduação apresentada ao
Curso de Ciências Econômicas, da
Universidade Federal de Santa Maria (UFSM,
RS), como requisito parcial para obtenção do
título de **Bacharela em Ciências Econômicas**.

Orientador: Prof. Dr. Clailton Ataídes de Freitas

Santa Maria, RS
2018

Francine Vanessa Ziani

**PROPENSÃO DE CURTO E DE LONGO PRAZO DA TAXA DE CÂMBIO EFETIVA
REAL SOBRE AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS LÍQUIDAS DE 01/1999 A 06/2018**

Monografia de Graduação apresentada ao
Curso de Ciências Econômicas, da
Universidade Federal de Santa Maria (UFSM,
RS), como requisito parcial para obtenção do
título de **Bacharela em Ciências Econômicas**.

Aprovada em 7 de dezembro de 2018:

Clailton Ataídes de Freitas, Dr. (UFSM)
(Presidente/Orientador)

Anderson Antonio Denardin, Dr. (UFSM)

Reisoli Bender Filho, Dr. (UFSM)

Santa Maria, RS
2018

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, gostaria de agradecer minha família, que esteve ao meu lado ao longo de toda essa trajetória. Especificamente, quero explicitar o quanto minha irmã, Jaqueline, foi importante durante toda minha jornada acadêmica ao compreender as fases pelas quais eu estava passando e sempre acreditar no meu potencial; o quanto minha mãe, Janice, incentivou-me a estudar e buscar meu desenvolvimento, além de se preocupar com os caminhos que eu seguiria nesta nova etapa da minha vida, e; quanto meu pai, Ademir, disponibilizou todo o suporte que eu precisava, mesmo pensando muito diferente de mim em vários aspectos.

Obrigada aos vários colegas que estiveram presentes e compartilhando saberes comigo durante esses quatro anos. Agradecimento maior às amigas criadas durante o curso, que me encorajaram a crescer como pessoa. Além dos novos amigos, também, agradeço àquelas amigas da minha cidade natal, as quais não puderam estar presentes, mas sempre continuaram torcendo pelo meu sucesso.

Por fim, deixo meus sinceros agradecimentos a todos aqueles que contribuíram para minha formação. A importância dos conhecimentos transmitidos pelos professores do curso de Ciências Econômicas é irrefutável, principalmente, a conscientização trazida pelo Prof. Dr. Clailton de Freitas, com o qual passei a trabalhar desde o terceiro semestre e me orientou nesta pesquisa final da graduação.

Somente tenho a agradecer àqueles que estiveram comigo durante este ciclo.

RESUMO

PROPENSÃO DE CURTO E DE LONGO PRAZO DA TAXA DE CÂMBIO EFETIVA REAL SOBRE AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS LÍQUIDAS DE 01/1999 A 06/2018

AUTORA: Francine Vanessa Ziani
ORIENTADOR: Prof. Dr. Clailton Ataídes de Freitas

As relações de troca de mercadorias feitas entre exportadores e importadores nos diversos países ao redor do mundo se mostra imprescindível para o desenvolvimento. Diante deste fato, a presente monografia investiga a possibilidade de validação da condição de Marshall-Lerner e busca analisar se as variáveis modeladas teoricamente por Mundell e Fleming realmente geram impacto sobre a dinâmica de comércio exterior praticada pelo Brasil, testando se a taxa de câmbio efetiva real, a renda mundial e o Produto Interno Bruto real foram importantes determinantes para o saldo das exportações líquidas no período de janeiro de 1999 até junho de 2018. O uso de modelos de defasagem distribuída infinita contou com a experimentação dos testes de raiz unitária, de cointegração e de causalidade de Granger sobre os dados mensais. As variáveis se revelaram não estacionárias, situação esta contornada com a diferenciação das séries. Embora tenha sido comprovada a existência de, pelo menos, um vetor de cointegração, os resultados encontrados não corroboraram totalmente com a teoria e se mostraram discrepantes com alguns estudos investigados. Concluiu-se que as exportações líquidas sofrem efeitos negativos quando há variação positiva da taxa de câmbio efetiva real. Ademais, a *proxy* para a renda mundial e o Produto Interno Bruto real brasileiro revelaram coeficientes estatisticamente significativos e relações positiva e negativa, respectivamente, com as exportações. As propensões de longo prazo, enfim, evidenciaram a piora da balança comercial frente às oscilações positivas das variáveis.

Palavras-chave: Exportações líquidas. Taxa de câmbio efetiva real. Propensões de curto e longo prazo.

ABSTRACT

SHORT AND LONG TERM PROPENSITY OF THE REAL EFFECTIVE EXCHANGE RATE ON NET BRAZILIAN EXPORTS FROM 01/1999 TO 06/2018

AUTHORESS: Francine Vanessa Ziani
ADVISOR: Prof. Dr. Clailton Ataídes de Freitas

The goods exchange relation made between exporters and importers in many countries around the world is demonstrated to be indispensable for development. In face of this fact, the current monography investigates the possibility of validation of Marshall-Lerner's condition and aims to analyze whether the theoretically modeled variables for Mundell and Fleming actually impact on the foreign trade dynamic practiced by Brazil, testing whether the real effective exchange rate, the world income and the real gross domestic product were important determinants for the balance of the net exports in the period from January 1999 to June 2018. The use of models of infinite distributed lags has reckoned with the experimentation of the tests of unitary roots, of cointegration and of Granger causality on the monthly data. Although it has been proven the existence of, at least, one cointegration vector, the findings did not corroborate totally with the theory and demonstrated to be discrepant with some investigated studies. It was concluded that the net exports suffer negative effects when there is positive change in the real effective exchange rate. Moreover, the proxy for world income and the Brazilian Real Gross Domestic Product revealed coefficient statistically significant and positive and negative relations, respectively, with exports. The long term propensities, finally, evidenced the worsening of the trade balance against the positive oscillations of the variables.

Keywords: Net exports. Real effective exchange rate. Short and long term propensity.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Equilíbrio da economia aberta com perfeita mobilidade de capitais.....	14
Gráfico 2 – Taxa de câmbio efetiva real para o período de 01/1999 até 06/2018.....	23
Gráfico 3 – Produto Interno Bruto real brasileiro de 01/1999 a 06/2018 em bilhões de dólares.....	24
Gráfico 4 – Renda mundial para o período de 01/1999 até 06/2018 em bilhões de dólares....	25
Gráfico 5 – Exportações líquidas brasileiras de 01/1999 até 06/2018 em bilhões de dólares..	26

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas descritivas.....	38
Tabela 2 – Testes de Raiz Unitária.....	39
Tabela 3 – Teste de cointegração de Johansen – Teste do Traço.....	39
Tabela 4 – Estimativas dos modelos de Defasagem Distribuída Infinita.....	40
Tabela 5 – Teste de causalidade de Granger.....	43

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	9
2	REFERENCIAL TEÓRICO	12
2.1	MODELO MUNDELL-FLEMING.....	12
2.2	CONDIÇÃO BRM E CONDIÇÃO DE MARSHALL-LERNER.....	14
3	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	16
4	UMA BREVE REFLEXÃO SOBRE AS EXPORTAÇÕES LÍQUIDAS, A TAXA DE CÂMBIO, O PIB DO BRASIL E A RENDA MUNDIAL	21
5	METODOLOGIA	29
5.1	FONTE E BASE DOS DADOS.....	29
5.2	O MODELO ECONOMÉTRICO DE DEFASAGEM DISTRIBUÍDA.....	30
5.2.1	Modelos de defasagens distribuídas infinitas	30
5.2.1.1	<i>A Defasagem Distribuída Geométrica (ou de Koyck)</i>	31
5.2.1.2	<i>Modelos de Defasagem Distribuída Racional</i>	32
5.3	PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS.....	32
5.3.1	Testes de raiz unitária	33
5.3.2	Teste de cointegração	36
5.3.3	Teste de causalidade de Granger	37
6	ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	38
7	CONCLUSÃO	44
	REFERÊNCIAS	46
	APÊNDICE A – ESTIMAÇÕES DAS VARIÁVEIS EM FUNÇÃO DO TEMPO	51
	APÊNDICE B – OUTPUTS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA	53
	APÊNDICE C – OUTPUT DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO	57
	APÊNDICE D – OUTPUTS DAS ESTIMATIVAS DE DDI	58
	APÊNDICE E – OUTPUT DO TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER	59

1 INTRODUÇÃO

As exportações de produtos específicos, como metais preciosos, açúcar, borracha e café, revelaram-se muito importantes para o crescimento de renda e dinamização da economia do Brasil até 1930, quando o País era conhecido como agroexportador. Nesta época, o café era o bem de mais ampla comercialização e, para incentivar sua exportação, implementaram-se políticas de valorização do mesmo, com destaque às desvalorizações da moeda nacional, que elevavam a taxa de câmbio para manter os lucros dos fazendeiros – mesmo que o preço do café no exterior estivesse baixo – e, assim, promover o crescimento do produto agregado.

Entretanto, com a Grande Depressão de 1929, o preço do café despencou devido ao enorme decréscimo de sua demanda mundial e os estoques mantidos pelo Governo, para controlar a oferta mundial, precisaram ser queimados. A partir de então, o Governo reorientou o rumo do desenvolvimento brasileiro e se iniciou o Processo de Substituição de Importações (PSI), objetivando substituir a oferta interna de produtos importados por produtos nacionais industrializados. Segundo Benatti (2010), a partir de 1930, promoveram-se os setores de bens de consumo não duráveis e intermediários. Seguiu, em 1956, o Plano de Metas de Juscelino Kubitschek (JK) nos setores de bens de consumo duráveis. O Plano de Ação Econômica do Governo (PAEG), de 1964, e o Segundo Plano Nacional de Desenvolvimento (PND II), de 1975 a 1979, incentivaram investimentos em indústrias de base e de capital e infraestrutura.

Durante esses planos, uma política cambial de desvalorização da moeda nacional foi utilizada para proteger a indústria nascente contra a concorrência de produtos externos. Como consequência, o Brasil passou a experimentar altos índices de inflação anuais e novos projetos foram implantados. Segundo Kuze e Vignoli (2001), em 1986, o Plano Cruzado substituiu a moeda de troca nacional (cruzeiro pelo cruzado) e congelou os preços da economia por doze meses, resultando, no entanto, em uma nova disparada da taxa de inflação. O Plano Bresser, de 1987, e o Plano Verão, em 1989, também fracassaram. O Plano Collor I, de 1990, iniciou um processo de liberalização comercial, sobrevalorizando o cruzeiro (posto novamente em circulação) e eliminando programas de incentivo às exportações. Por fim, o Plano Collor II, em fevereiro de 1991, causou apenas um impacto de curto prazo na inflação de maio.

Para solucionar o problema inflacionário, em 1994, foi instituído o Plano Real, que implementou uma nova moeda na economia brasileira – o real. Aliou-se ao plano uma política cambial de fixação da taxa de câmbio e posterior prática do sistema de bandas cambiais. Todavia, de acordo com Camargo (2013), os agentes internacionais, ao se depararem com as crises da Ásia e da Rússia (em 1997 e 1998, respectivamente), ficaram apreensivos em

relação às economias emergentes e à ancoragem cambial praticada pelo Brasil. Além disto, fatores internos, segundo o Banco Central do Brasil (BACEN), começaram a estremecer a credibilidade do País, como a declaração de moratória do governo do Estado de Minas Gerais, as mudanças no BACEN e no Ministério da Fazenda, as quedas do índice BOVESPA, a demanda por maior remuneração em leilões de títulos do Tesouro Nacional e a queda de preço dos títulos soberanos. Com isto, iniciou-se um ataque especulativo ao real, pressionando o mesmo a desvalorização. A situação se agravou e culminou na alteração do regime de câmbio, em janeiro de 1999, para uma política flutuante com possibilidade de intervenção do BACEN.

A partir de 2002, ocorreu o *boom* dos preços das *commodities*. De acordo com Roque (2018), ao se envolver na guerra do Iraque, os Estados Unidos (EUA) tiveram sua moeda enfraquecida, fazendo com que os preços de todas as *commodities*, cotados em dólares, experimentassem alta generalizada. Aliado a isto, segundo a Agência Brasileira de Promoção de Exportações e Investimentos (APEX-Brasil), a China passou a expandir sua participação na economia global e a demandar uma maior gama de bens intensivos em recursos naturais, matérias-primas e produtos primários, crescendo as exportações brasileiras.

Além da ampliação do comércio de *commodities*, as exportações contaram com incentivos governamentais durante o período de 2003 a 2008, segundo Rossi e Prates (2013). O crédito se ampliou para os participantes do mercado externo, para as indústrias e para os consumidores com a diminuição das taxas de juros, enquanto o câmbio se valorizava.

A crise financeira internacional de 2008, que teve início nos Estados Unidos em decorrência do colapso do mercado imobiliário, espalhou-se por toda a economia internacional, atingindo, também, o Brasil. Segundo Rossi (2010), as mais fortes depreciações em moedas locais e pressões cambiais ocorreram nos países com juros mais altos devido às reversões do *carry trade* (operação alavancada onde se toma um empréstimo em moeda associada a juros baixos para aplicar em um ativo de moeda vinculada a altas taxas de juros).

Ao mesmo tempo, Moller e Vital (2013) afirmam que, entre 2008 e 2009, a queda das importações mundiais superou 40%, diminuindo a demanda estrangeira por produtos brasileiros. Ademais, somando-se a crise de liquidez e de crédito e a diminuição da entrada de capital estrangeiro que depreciavam o câmbio, houve queda dos preços das *commodities* a partir de julho de 2008, favorecendo a China que continuou importando matérias-primas oriundas do Brasil e causando menor impacto no comércio internacional do setor de básicos.

Ao se encaminhar para uma crise interna, o País experimentou forte retração na produção interna, a qual foi sentida já em 2014, quando o saldo das exportações líquidas se tornou negativo. Isto fez com que o emprego e a renda caíssem em 2015 e 2016, ao mesmo

tempo em que inflação, taxa de juros e, principalmente, a taxa de câmbio aumentavam. Entretanto, um maior encolhimento nas importações manteve a balança comercial positiva.

Diante do curso dos fatos analisados, que influência os câmbios, contemporâneo e passados, assim como as variáveis de renda interna e externa, podem ter causado sobre as exportações brasileiras líquidas para o período de janeiro de 1999 a junho de 2018?

Tendo em vista este questionamento, objetiva-se medir as propensões de curto e longo prazos da taxa de câmbio efetiva real, renda mundial e produto interno bruto (PIB) real sobre as exportações líquidas do Brasil, entre janeiro de 1999 e junho de 2018, assim como confirmar, ou não, a condição de Marshall-Lerner e as relações entre as variáveis estabelecidas por Mundell e Fleming e testar se as variáveis causaram influências umas sobre as outras.

Para isto, realiza-se um corte temporal de análise, a partir de 1999, devido à mudança no regime cambial. Ademais, busca-se revisar as contribuições à produção científica, com os trabalhos de Carneiro (2013), que utilizou a taxa real de câmbio para estudar o desempenho da balança comercial do Brasil de 1996 a 2012, e de Dias (2016), que desenvolveu uma análise dos efeitos do câmbio efetivo real sobre o *quantum* de exportações e de importações no comércio de básicos, manufaturados e semimanufaturados para o período 2010-2015. Enquanto, Veríssimo e Silva (2013) constataram que, apenas na Região Centro-Oeste, uma depreciação da taxa de câmbio efetiva real pode estimular a exportação de produtos básicos.

Não foram encontrados estudos que se propuseram a destacar as propensões de curto e longo prazos entre a taxa de câmbio real efetiva e as exportações líquidas brasileiras, utilizando dados mensais para o período de janeiro de 1999 a junho de 2018. Então, a consecução da presente pesquisa poderá contribuir para o desenvolvimento do debate acadêmico acerca do comércio exterior praticado pelo Brasil, especialmente, no sentido de perceber a relação entre variáveis macroeconômicas.

Para cumprir tal propósito, o presente estudo está composto por sete capítulos. Após esta introdução, tem-se o segundo capítulo abarcando o modelo Mundell-Fleming de economia aberta e as condições BRM e de Marshall-Lerner como referenciais teóricos. No capítulo três, estão retratadas as mais recentes pesquisas que relacionam as exportações brasileiras com a taxa de câmbio e as rendas interna e externa. No quarto capítulo são descritos os eventos que impactaram as trajetórias das variáveis contidas na pesquisa. No capítulo cinco, explicitam-se a obtenção das variáveis utilizadas para a estimação do modelo, o método econométrico e os testes exigidos para utilização correta dos dados. O sexto capítulo é destinado à discussão dos resultados encontrados para os modelos de defasagem distribuída infinita. E, finalmente, no capítulo sete são apresentadas as conclusões do trabalho.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Teoricamente, o modelo Mundell-Fleming conjectura, fundamentalmente, uma economia aberta com perfeita mobilidade do capital. Nesta, obtém-se nível de produto agregado e taxa de juros ótimos para manter o Balanço de Pagamentos em equilíbrio, conjuntamente com os mercados de bens e monetário nacionais.

Além deste modelo, para a construção de um referencial teórico adequado, soma-se a abordagem das elasticidades das funções de oferta e demanda do comércio exterior, formuladas na condição BRM (Bickerdike-Robinson-Metzler) e condição de Marshall-Lerner.

2.1 MODELO MUNDELL-FLEMING

Segundo Mankiw (2015), o modelo Mundell-Fleming guarda uma estreita relação com o clássico *IS-LM*, por ressaltar a interação entre o mercado de bens e o mercado monetário. Além disto, ambos os modelos, pressupõem que o nível de preços se mantém fixo. De acordo com Sampaio (2016), em uma economia aberta, há três mercados, os quais devem estar em equilíbrio simultâneo, de acordo com as condições do modelo: o mercado de bens e serviços, representado pela curva *IS*; o mercado monetário, refletido pela curva *LM*; e o mercado externo, constituído pela curva *BP* (Balanço de Pagamentos). Por isto, esta modelagem é também conhecida como modelo *IS-LM-BP*.

Mankiw (2015) aponta para o comportamento de uma economia como dependente do sistema de taxa de câmbio por ela adotado, segundo o modelo Mundell-Fleming. Parte-se, assim, do pressuposto de que a economia opera com uma taxa de câmbio flutuante. De acordo com Dornbusch, Fischer e Startz (2006), no regime de taxa de câmbio totalmente flexível, a ausência de intervenção implica em um balanço de pagamentos igual a zero, onde qualquer déficit em conta corrente deve ser financiado por fluxos de entrada de capitais privados e um superávit é equilibrado por fluxos de saída de capitais. Desta forma, os ajustes na taxa de câmbio assegurariam que o somatório das contas corrente e de capital se igualasse a zero.

Assim, a mobilidade perfeita de capitais, a qual faz com que não exista nenhuma barreira para a entrada ou saída de capitais financeiros no país, implica que há apenas uma taxa de juros, na qual o balanço de pagamentos alcança o equilíbrio, ou seja, a taxa de juros interna se iguala à taxa de juros externa ($i = i^*$). Isto ocorre porque, a qualquer outra taxa de juros, os fluxos de capitais seriam tão grandes que o balanço de pagamentos não chegaria ao equilíbrio ($BP = 0$).

Segundo Sampaio (2016), o modelo Mundell-Fleming postula que as transações correntes (TC) são determinadas pela diferença entre exportações e importações:

$$TC = X(Y^*, e) - M(Y, e), \quad (1)$$

sendo que X representa as exportações, positivamente influenciadas pela renda externa (Y^*) e pela taxa de câmbio real (e), enquanto M corresponde às importações, que reagem negativamente ao câmbio e positivamente à renda agregada interna (Y).

Por sua vez, a conta de capital (CK) é especificada na forma:

$$CK = f(i - i^*). \quad (2)$$

Enfim, o Balanço de Pagamentos (BP) é determinado pela soma dos saldos das transações correntes e da conta de capital e o equilíbrio externo [$BP(Y, Y^*, e, i, i^*) = 0$] é estabelecido ao se reunir estes saldos:

$$TC(Y, Y^*, e) + CK(i - i^*) = 0. \quad (3)$$

Prosseguindo a formulação do modelo Mundell-Fleming, mantém-se a possibilidade de influência das rendas interna e internacionais sobre as exportações líquidas e o setor externo é adicionado à equação IS tradicional, de forma que, segundo Mankiw (2015), o mercado de bens é representado pela equação:

$$Y = C(Y - T) + I(Y, i) + G + TC(Y, Y^*, e), \quad (4)$$

onde, Y é a renda agregada nacional; C é o consumo; T são os tributos; I é o investimento (que depende da taxa de juros e da renda nacional); G representa os gastos do governo.

As exportações líquidas equivalem às exportações totais do país menos suas importações. Sabendo-se que estas são influenciadas pela taxa de câmbio e tendo como pressuposto que os níveis de preços no país e no exterior são fixos, a taxa de câmbio real (igual a eP/P^*) é proporcional à taxa de câmbio nominal.

Como se pressupõe a perfeita mobilidade de capitais, é possível modificar a equação (utilizando-se da existência de paridade da taxa de juros internacionalmente) e a denominar Equação IS^* , a qual demonstra o equilíbrio no mercado de bens da seguinte forma:

$$Y = C(Y - T) + I(Y, i^*) + G + TC(Y, Y^*, e). \quad (5)$$

Em se tratando do mercado monetário, o seu equilíbrio é representado por:

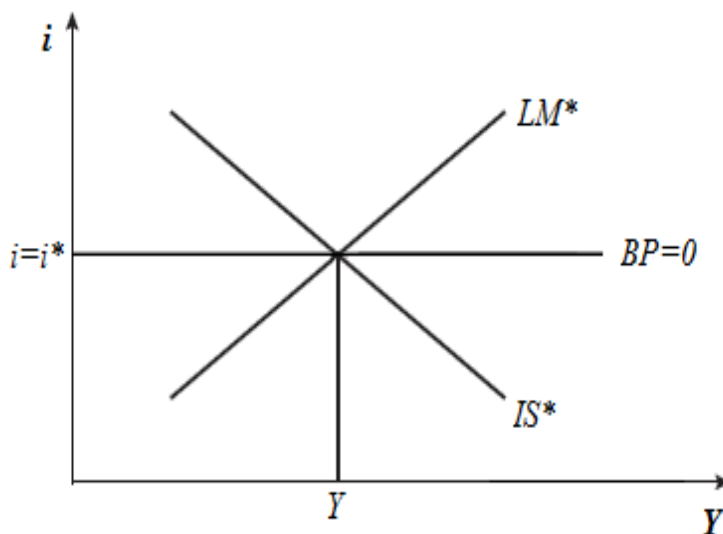
$$M/P = L(i, Y). \quad (6)$$

onde, M/P é a oferta de encaixes monetários reais (variável exógena controlada pelo governo); e L é a demanda por moeda nacional. Da mesma forma, ao considerar a igualdade das taxas de juros internacionais, configura-se a curva LM^* ,

$$M/P = L(i^*, Y). \quad (7)$$

Enfim, dispondo da formulação do modelo *IS-LM-BP*, a utilização das formulações que englobam variáveis exógenas (G, T, M, P e i^*) e variáveis endógenas (Y e e) resulta no equilíbrio de uma economia aberta com mobilidade de capitais. É possível visualizar no Gráfico 1, o ponto de maximização dos recursos da economia, quando a curva IS^* intercepta a curva LM^* . Nesta situação de equiparação entre renda e taxa de juros nos mercados de bens e monetário, o Balanço de Pagamentos (BP) se encontra com saldo zerado para a manutenção da estabilidade macroeconômica.

Gráfico 1 – Equilíbrio da economia aberta com perfeita mobilidade de capitais



O equilíbrio representado no Gráfico 1 é apenas uma retratação do modelo Mundell-Fleming com perfeita mobilidade de capitais. No caso do Brasil, no entanto, as taxas de juros interna e internacional normalmente não se igualam e o Balanço de Pagamentos não encontra um equilíbrio nulo, apresentando déficits ou superávits em alguns períodos.

2.2 CONDIÇÃO BRM E CONDIÇÃO DE MARSHALL-LERNER

Segundo Arruda e Martins (2016), um modelo das elasticidades das funções de oferta e demanda externas foi desenvolvido por Bickerdike (1920), Marshall (1923), Lerner (1944), Robinson (1947) e Metzler (1948). Este, por sua vez, pressupõe a existência de dois mercados sob a ótica da economia doméstica: o mercado externo e o mercado interno. Em um, o país local exerce a demanda por bens estrangeiros, sendo estes ofertados pelo resto do mundo; no outro, o país oferta os bens produzidos internamente, demandados pelo resto do mundo.

Desta forma, uma desvalorização cambial provoca uma expansão da oferta nacional estimulada pelo aumento da demanda externa, pela retração na oferta do resto do mundo e pelo barateamento de seus produtos internos em moeda estrangeira, o que faz com que o valor das exportações aumente. Ao mesmo tempo, há ambiguidade, pois o valor das importações pode aumentar ou reduzir, dependendo da elasticidade-preço da demanda interna. Todavia, de alguma maneira, a depreciação induz uma substituição entre bens nacionais e estrangeiros.

Segundo Carneiro (2013), no modelo Bickerdike-Robinson-Metzler (BRM) a oferta de exportações e a demanda por importações dependem apenas do preço nominal praticado no País. Assim, o saldo da balança comercial é definido por:

$$B = P_x X - P_m M, \quad (8)$$

onde, X e M representam, respectivamente, as exportações e as importações; P_m e P_x são os preços em moeda nacional do bem importável e do bem exportável.

A partir disto, tem-se, conforme Carneiro (2013), a condição BRM, que é uma condição suficiente para que a depreciação gere uma melhora da balança comercial. Enfim, a resposta do saldo comercial às variações na taxa de câmbio é:

$$\frac{dB}{dE} = P_x X^S \frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{(\varepsilon+\eta^*)} - P_m M^d \frac{(1+\eta)\varepsilon^*}{(\varepsilon^*+\eta)}, \quad (9)$$

onde,

$$\eta = \frac{\partial M^d / M^d}{\partial P_m / P_m}; \eta^* = \frac{\partial M^{d*} / M^{d*}}{\partial P_x^* / P_x^*}; \varepsilon = \frac{\partial X^S / X^S}{\partial P_x / P_x}; \varepsilon^* = \frac{\partial X^{S*} / X^{S*}}{\partial P_m^* / P_m^*}. \quad (10)$$

Enfim, ressalta Carneiro (2013), a condição BRM postula que, partindo de uma situação de balança comercial equilibrada ($B = 0$), $(dB/dE) > 0$ se e somente se:

$$\frac{\eta\eta^*(1+\varepsilon+\varepsilon^*)-\varepsilon\varepsilon^*(1-\eta-\eta^*)}{(\varepsilon+\eta^*)(\varepsilon^*+\eta)} > 0. \quad (11)$$

Então, caso as elasticidades de demanda e oferta internas e estrangeiras satisfaçam à expressão, o saldo comercial auferirá resultado superavitário na ocorrência de uma depreciação cambial. Destarte, caso as magnitudes das elasticidades não respeitem a condição BRM, a depreciação não será capaz de melhorar o saldo comercial, não bastando haver elasticidades com sinais usuais.

Uma situação particular e simplificada da condição BRM denominou-se de condição de Marshall-Lerner, onde se considera que as elasticidades-preço da oferta dos bens exportados e importados da economia doméstica tendem ao infinito, de forma que:

$$\eta + \eta^* - 1 > 0, \quad (12)$$

afirmando que para que uma desvalorização melhore a balança comercial é necessário e suficiente que a soma das elasticidades de demanda (interna e estrangeira) supere a unidade.

3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Para estimar as elasticidades de exportação e importação, de 1970 a 1986, por grupos de bens no Brasil, Zini Junior (1988) utilizou o procedimento de mínimos quadrados de dois estágios. Os resultados confirmaram que as exportações de produtos industrializados podem ser induzidas por modificações na taxa de câmbio real. Ademais, a oferta total de exportações também se revelou influenciada pelo câmbio. A demanda por exportações apresenta alta elasticidade renda mundial e baixa elasticidade-preço. Quanto à demanda interna por importações, as elasticidades indicaram que o setor de produtos industrializados é influenciado pelo câmbio real, ao passo que as importações de minerais não o é, fazendo com que as importações totais não sejam tão sensíveis às variações cambiais.

Castro e Cavalcanti (1997) estimaram equações de exportação e importação brasileiras totais e desagregadas para o período de 1955 a 1995, utilizando uma modelagem de vetores de correção de erros (VECM) e um processo de Vetores Auto Regressivos (VAR). Os resultados indicaram que aumentos do nível de renda mundial e desvalorizações reais do câmbio elevam as exportações totais no longo prazo. Entretanto, no curto prazo, as variações na taxa de câmbio real têm pequena relevância na definição do nível de exportação total. As exportações de produtos semimanufaturados dependem fortemente da evolução da renda mundial, enquanto a taxa de câmbio real exerce efeitos pouco significativos no longo prazo. De forma contrária, as exportações de bens básicos são altamente influenciadas pela taxa de câmbio real e têm uma elasticidade renda mundial de longo prazo relativamente pequena. Em relação às importações, tanto no total quanto nas categorias de produtos, os resultados corroboraram as hipóteses de existência de alguma forma de exogeneidade do câmbio, que enseja a moderada sensibilidade das importações frente a mudanças cambiais.

Ferreira (1998) estimou funções de exportação do Brasil para seus principais mercados (Estados Unidos, Japão, Alemanha, Países Baixos, Argentina, Itália, Reino Unido, Bélgica) para o período 1967-1992. O autor procedeu com a especificação proposta por Ross O'Neill (1991). Todos os coeficientes do efeito “taxa de câmbio direto” foram significativos a 10%, mas este teve o sinal negativo esperado apenas em quatro equações, sendo que, somente no caso dos Estados Unidos, foi estatisticamente significativo. Já a Bélgica foi a grande exceção, pois o efeito “taxa de câmbio direto” apareceu com sinal positivo e estatisticamente diferente de zero. A elasticidade-renda apresentou sinais positivos e estatisticamente significativos para todos os países e tendeu, de modo geral, a ser maior que as elasticidades-preço.

Moura (2005) analisou se as desvalorizações cambiais produziam reflexos sobre o desempenho da balança comercial brasileira no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2003, através da estimação de máxima verossimilhança de processos MS-VECM (Markov-switching vector error correction model). Atestou, assim, que as condições de Bickerdike-Robinson-Metzler (BRM) e de Marshall-Lerner são válidas para o Brasil ao estimar uma equação da balança comercial e encontrar uma elasticidade-câmbio de longo prazo positiva, ou seja, uma desvalorização do real causa uma melhora na balança comercial. O sinal negativo do coeficiente da renda nacional corrobora com a abordagem da absorção de BRM, entretanto, obteve um coeficiente negativo, também, para a renda mundial, o qual contraria a teoria ao apontar que uma melhora na renda externa diminuiria o saldo da balança comercial. O modelo linear de correção de erros rejeita a hipótese de existência de uma curva J, pois não há deterioração da balança comercial no curto prazo e um choque no câmbio causa certo *overshooting* na balança comercial, que se estabiliza em um novo nível após dez meses.

Cardoso, Pereira e Dias (2006) relacionaram as exportações brasileiras mensais de 2000 a 2006 com a taxa de câmbio real, utilizando a metodologia da regressão multivariada por meio de mínimos quadrados ordinários (MQO). Os autores apontaram que, entre 2000 e 2002, houve uma correlação positiva entre os produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos e a taxa de câmbio. Entretanto, com a apreciação real do câmbio, no período de 2003 a 2006, os manufaturados apresentaram coeficiente negativo. Defasagens da taxa de câmbio real de três a seis meses se mostraram estatisticamente significativas sobre as exportações; exceto para produtos semimanufaturados entre 2000 e 2002 (quando sete defasagens foram significativas) e para a classe de básicos em todos os períodos analisados (na qual somente duas defasagens se mostraram significantes). E, por fim, ao substituírem a taxa real de câmbio pela variável taxa de câmbio real efetiva, os resultados obtidos foram similares.

Análises das dinâmicas das exportações brasileiras, para o período de 1999 a 2005, foram feitas por meio da estimação uniequacional pelo procedimento de Engle-Granger. E, com isto, Ribeiro (2006) constatou que a renda mundial mostrou-se a variável mais importante para a determinação das exportações em todos os fatores agregados nos curto e longo prazos. A taxa de câmbio foi significativa para a oferta de exportação de produtos básicos, tanto no longo prazo quanto no curto prazo. Em relação ao total de exportações e à oferta de semimanufaturados, a taxa de câmbio mostrou-se significativa no longo prazo.

Nakabashi, Cruz e Scatolin (2008) investigaram os efeitos da taxa de câmbio e do crescimento mundial sobre as exportações da indústria brasileira no período de janeiro de 1996 a fevereiro de 2008. A partir de regressões com o método de defasagens distribuídas,

constatarem que variações na taxa de câmbio efetiva real não têm impacto significativo no crescimento das exportações dos bens baseados em trabalho e em ciência. Todavia, uma apreciação no câmbio afeta negativamente as exportações dos bens baseados em escala e positivamente as exportações de bens baseados em diferenciação. Ainda, o crescimento econômico de outros países beneficiou o comércio no segmento baseado em recursos naturais.

Fligenspan (2008) utilizou a metodologia de dados em painel para averiguar que, após a desvalorização cambial de 1999, até o ano de 2005, a taxa de câmbio efetiva real não apresentou coeficientes estatisticamente significativos para a explicação do nível de exportações em nenhum dos quarenta e oito setores da indústria brasileira analisados. A rentabilidade mundial revelou elasticidades significativas em apenas alguns setores.

Santos et al. (2011) estudaram os estados brasileiros para a estimação das elasticidades-preço das exportações e importações no período 1992-2007, utilizando dados em painel com métodos estáticos e dinâmicos. Os resultados do modelo estático revelaram que a renda externa tem uma forte relação elástica positiva com as exportações e há uma relação inelástica positiva entre taxa efetiva real de câmbio e exportações. Além disto, no modelo estático, foi estimado um coeficiente positivo e elástico para a renda interna e, o mesmo, apontou uma relação inelástica negativa entre o câmbio e as importações. Já no modelo dinâmico, as exportações e as importações defasadas apresentaram coeficientes estatisticamente significativos.

Os efeitos da taxa de câmbio real efetiva sobre as exportações de produtos básicos nas regiões brasileiras foram analisados por Veríssimo e Silva (2013), utilizando dados mensais para o período de 2000 a 2010. Ao empregar a metodologia VAR com a estimação de testes de cointegração e modelos VECM, obtiveram como resultado que a taxa real efetiva de câmbio apreciada se revelou importante para estimular o aumento da participação das exportações de produtos básicos das Regiões Norte, Nordeste e Sudeste no longo prazo, mas somente o resultado referente à Região Norte teve relevância estatística. Já nas Regiões Sul e Centro-Oeste, a depreciação da taxa de câmbio real fez aumentar a participação de produtos básicos no total exportado em termos regionais no longo prazo, todavia, apenas para o Centro-Oeste do Brasil o resultado foi estatisticamente significativo. Além disto, identificaram que, nas Regiões Sul e Norte, o impacto de uma apreciação cambial começa a agir sobre as exportações já no curto prazo.

Carneiro (2013) analisou a influência da taxa de câmbio real sobre o desempenho do comércio exterior brasileiro para o período de 1996 a 2012 com dados trimestrais. As estimações realizadas se basearam na metodologia uniequacional com o procedimento de

Engle-Granger, os coeficientes de longo prazo foram aferidos por meio do método de mínimos quadrados modificados (FM-OLS) e uma análise dinâmica foi feita por meio de modelos de correção de erros. Os resultados apontaram que a renda interna possui influência determinística na demanda por importações, enquanto a renda externa determina a demanda por exportações brasileiras – exceto no mercado de produtos manufaturados. Em se tratando do câmbio, as importações de bens de consumo duráveis são sensíveis às variações da taxa real de câmbio. Os bens de consumo não duráveis e bens de capital obtiveram coeficiente da taxa de câmbio real de curto prazo significativo, embora de pequena magnitude. O câmbio real é mais relevante na determinação da demanda de exportações de produtos manufaturados (o qual apresentou elasticidade superior à unidade) do que de básicos e semimanufaturados e, em geral, os coeficientes de curto prazo de preços relativos são mais significativos que os de longo prazo para a definição da oferta de exportações, exceto para os produtos manufaturados.

Um estudo acerca da existência da Doença Holandesa no Brasil foi produzido por Diniz, Souza e Melo (2014). O comportamento do comércio exterior brasileiro no período 1996-2011 foi analisado a partir de pesquisa documental e bibliográfica, a qual constatou que há uma relação entre o crescimento das exportações de *commodities* e a apreciação da taxa de câmbio real brasileira, que se encontrou sobrevalorizada e não competitiva. Isto, de acordo com a tese de Bresser Pereira (2010), afasta a taxa de câmbio de equilíbrio corrente da taxa de câmbio de equilíbrio industrial e, conseqüentemente, caracteriza uma Doença Holandesa.

Oliveira et al. (2015) utilizaram o modelo VECM para analisar os efeitos da taxa de câmbio sobre as exportações de mel no Brasil, para os anos de 2000 a 2011. Como resultado, comprovaram que a taxa de câmbio e a renda mundial exercem grande influência sobre as exportações de mel no longo prazo. Ademais, as funções de impulso-resposta mostraram que um choque não antecipado sobre a taxa de câmbio induz uma imediata elevação acentuada no nível das exportações de mel, enquanto o efeito dos choques da renda mundial vem decaindo.

Efetuada uma investigação acerca das exportações de manga para os Estados Unidos e União Europeia (destino de, aproximadamente, 90% das exportações do Brasil e Peru deste produto), Arévalo e Lima (2015), por meio do modelo VAR, constataram que a oferta de exportação de manga pelo Brasil responde positivamente à desvalorização da moeda nacional, enquanto o coeficiente obtido para a renda mundial não foi significativo estatisticamente. Já em relação ao Peru, a intenção de oferta de exportações está estritamente ligada a variações da renda mundial, entretanto, responde negativamente à desvalorização da moeda local.

Dias (2016) buscou identificar qual a influência da taxa de câmbio efetiva real sobre o *quantum* importado e exportado pelo Brasil no período 2010-2015, por meio do método de

mínimos quadrados ordinários. Os resultados obtidos evidenciaram que, mesmo sendo significativo o coeficiente estimado, apenas 30% da importação total pode ser devida às variações da taxa de câmbio. Do mesmo modo, menos de 45% das variações nas exportações são explicadas pelas variações da taxa de câmbio, a qual apresentou um coeficiente significativo e com sinal positivo, indicando que há possibilidade de aumento na quantidade total de exportação de produtos básicos e na quantidade de produtos semimanufaturados exportados após uma desvalorização cambial. Já a exportação de produtos manufaturados não é influenciada por alterações na taxa de câmbio.

Nascimento (2017) analisou dez estados brasileiros, entre janeiro de 1999 e julho de 2013, quanto à relação entre taxa de câmbio real efetiva e exportações líquidas através de modelos VAR, para investigar a ocorrência da curva J, e Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmicos (DOLS), para testar a condição de Marshall-Lerner, ambos para dados em painel. Os resultados encontrados validaram a condição de Marshall-Lerner, quando o modelo regional indicou que os efeitos de longo prazo de uma depreciação cambial e de aumentos da renda externa são positivos e significativos sobre as exportações líquidas e que o coeficiente da renda doméstica apresentou sinal negativo e, também, foi estatisticamente significativa. Evidenciou-se, também, que a renda mundial e a taxa efetiva real de câmbio são mais elásticas sobre a exportação líquida de produtos básicos, e menos, sobre bens industrializados. O estudo ainda revelou a ocorrência do fenômeno da curva J ao constatar a ocorrência de um impacto negativo sobre as exportações líquidas dos estados após um choque na taxa de câmbio real, movimento o qual se recobra após o primeiro mês até tornar seu saldo superavitário depois de quatro meses. Já em relação à balança comercial dos bens básicos, uma desvalorização no câmbio já resulta em superávit no curto prazo, ou seja, não há a ocorrência da curva J na balança deste fator agregado.

Em suma, apesar das contribuições mencionadas acima, a discussão anterior revela a inexistência de estudos que buscaram medir as propensões de curto e longo prazos da taxa efetiva real de câmbio sobre as exportações líquidas brasileiras. Assim, com base na bibliografia levantada, em seguida, buscar-se-á delinear a trajetória traçada pelas variáveis que, teoricamente, influenciam a definição do comércio exterior praticado pelo Brasil.

4 UMA BREVE REFLEXÃO SOBRE AS EXPORTAÇÕES LÍQUIDAS, A TAXA DE CÂMBIO, O PIB DO BRASIL E A RENDA MUNDIAL

Historicamente, segundo Marques (2008), a Grande Depressão de 1929 fez com que diversos países ao redor do mundo passassem a adotar políticas intervencionistas para recuperar suas economias e as crises do petróleo da década de 1970 suscitaram influências negativas sobre as dinâmicas de crescimento das nações. Já durante as décadas de 1980 e 1990, o autor aponta para os países do G7 – conjunto dos países mais industrializados do mundo –, os quais adotaram medidas de liberalização econômica, seguindo práticas de Estado mínimo e desregulamentação dos mercados, para fomentar o desenvolvimento.

No Brasil, a economia sofreu consequências indesejadas com os planos de combate aos elevados índices inflacionários. De acordo com Kuze e Vignoli (2001), o Plano Cruzado, por exemplo, em outubro de 1986, resultou uma queda na receita das exportações de US\$ 2,1 bilhões para US\$ 1,3 bilhão devido à expectativa de desvalorização da nova moeda nacional, cujo indicador sugeria que estava sobrevalorizada em 10%. Posteriores minidesvalorizações do cruzado fizeram o saldo da balança comercial passar de um déficit de US\$ 40 milhões, em fevereiro de 1987, para um superávit de US\$ 1,4 bilhão a partir de julho. Outro caso, o Plano Collor I, em 1990, ocasionou um declínio de 8,7% nas exportações e acréscimo de 11,5% nas importações, além de contribuir para a retração de 4,3% na economia devido ao sequestro de liquidez praticado pelo plano, segundo Giambiagi (2011). Ademais, em 1992, a crise em torno do processo de *impeachment* do presidente Collor causou uma queda de 0,5% no produto.

Com a instituição do Plano Real, de acordo com Almeida e Bacha (1999), em 1994, houve a fixação da taxa de câmbio até um limite de equivalência máxima de R\$ 1,00/US\$ 1,00, sem a definição de um limite mínimo para o Banco Central do Brasil (BACEN) intervir no mercado cambial. Ainda, segundo Camargo (2013), a valorização do real chegou à paridade de R\$ 0,87/US\$ 1,00 devido a elevada quantia de reservas brasileiras de dólar, que somavam US\$ 40,09 bilhões em julho de 1994. Ademais, quanto à renda, Giambiagi (2011) destaca a dinâmica do consumo das famílias como base para a retomada da atividade interna.

Ao final de 1994, a balança comercial passou a registrar déficits devido à valorização cambial e à crise financeira mexicana que induzia a saída de divisas do Brasil. Segundo Almeida e Bacha (1999), o saldo das exportações líquidas de 1995 registrou um déficit de US\$ 3,2 bilhões, suscitando na oficialização do sistema de bandas cambiais com o mecanismo de intrabandas e a isenção das exportações de produtos básicos e semiprocessados do pagamento do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS). Já de acordo

com Camargo (2013), o constante crescimento do déficit da balança comercial brasileira foi consequência do forte incentivo para a importação e inviabilização de mercados exportadores.

Em 1996, o Banco Central propôs a divulgação periódica dos limites das bandas cambiais, com a ruptura da paridade máxima do dólar em relação ao real. Segundo o BACEN,

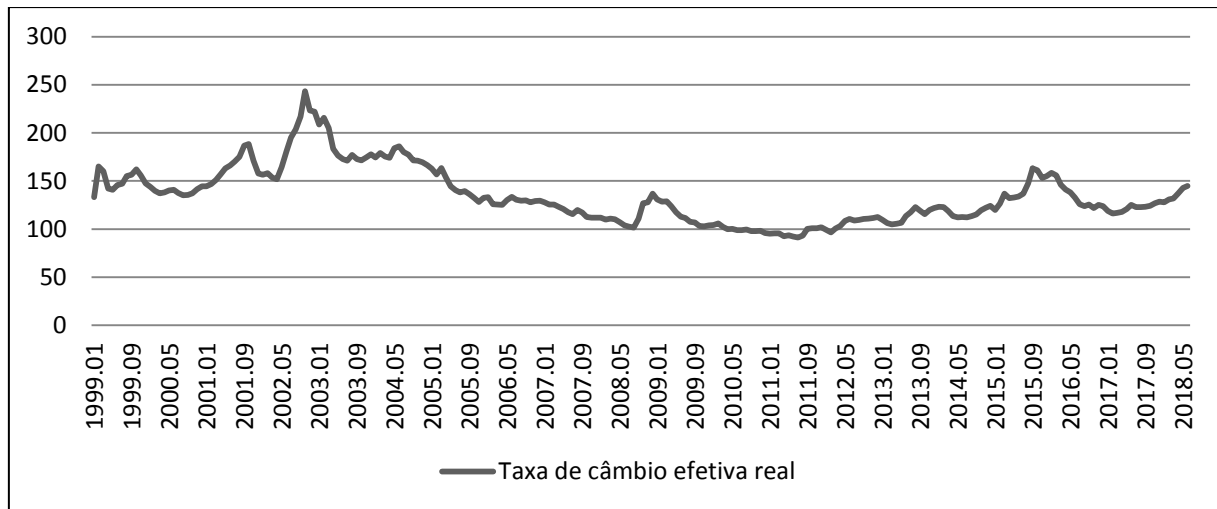
A pressão no nível de reservas internacionais, a partir da segunda semana de janeiro (de 1999), foi bastante significativa, especialmente a partir do dia 12 de janeiro, com o ápice do movimento de remessas ocorrendo no dia 14. Só nesse dia, saíram pelo Segmento Livre, em termos líquidos, US\$ 1.283 milhões (20,4% do total verificado no mês). Pelo Flutuante, as remessas líquidas alcançaram, também apenas no dia 14, US\$ 501,2 milhões, cerca de 24% do total de saídas líquidas de todo o mês.

Desta forma, no início do ano de 1999, a banda cambial foi amplamente alargada, mas a confiança do mercado não foi reconquistada e a fuga de capitais continuou. Como consequência, no dia dezoito de janeiro de 1999, passou-se a adotar uma política cambial flutuante suja, onde oferta e demanda regulam a taxa de câmbio praticada, contudo, o Banco Central intervém na economia para tentar reduzir a volatilidade do preço do real comparado ao preço da moeda estrangeira. Este novo sistema, devido às flutuações nas reservas e do mercado cambial, dirigiu-se para uma depreciação do real frente à moeda estrangeira, que, segundo o BACEN, passou de R\$ 1,2114/US\$ 1,00, em doze de janeiro, para R\$ 1,9832/US\$ 1,00, em vinte e nove de janeiro, e alcançou R\$ 2,1647/US\$ 1,00, em três de março.

A estabilização da economia brasileira, de acordo com Giambiagi (2011), promoveu um crescimento de 10% do produto entre 1995 e 1998. Embora, no período 1999-2002, o Brasil tenha auferido um crescimento de 9%, a inflexão dos preços, a depreciação do real e a fragilidade política em torno das eleições de 2002 fomentaram a queda do PIB real em dólares deste mesmo período. Quanto à dinâmica de comércio exterior, o autor afirma que “entre 1998 e 2002, o país teve uma melhora da sua balança comercial de US\$20 bilhões, no contexto de uma desvalorização nominal acumulada de 192% (ou 30,7% a.a.)”. Além disto, “devido à taxa de câmbio, as exportações reais, nas Contas Nacionais, tiveram um crescimento real médio de 10% a.a., e as importações, um declínio médio anual de 4%”.

A taxa efetiva real de câmbio das exportações, no entanto, foi alimentada por um período de fortes flutuações, entre 1999 e 2002, como pode ser observado no Gráfico 2. Segundo Grasel (2003), estes movimentos são devidos à pressão inicial de depreciação da taxa de câmbio, ao “reflexo da crise da Argentina, instabilidade internacional (atentado de 11 de setembro de 2001), incapacidade de cumprir com os compromissos internacionais” e, principalmente, à transição do governo federal na eleição presidencial de 2002, que atuaram sobre as expectativas do mercado.

Gráfico 2 – Taxa de câmbio efetiva real para o período de 01/1999 até 06/2018



Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

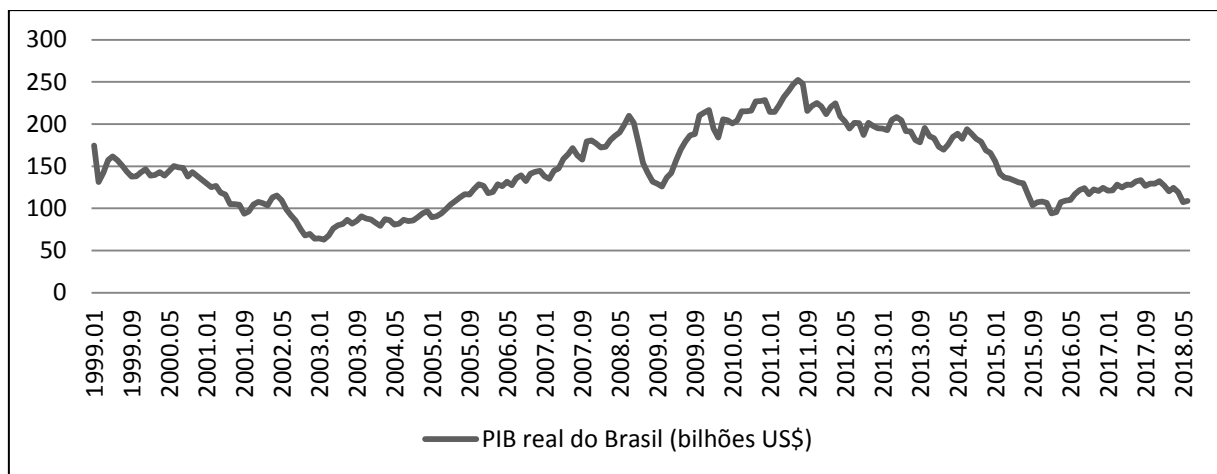
No cenário internacional, de acordo com Marques (2008), “o Produto Interno Bruto dos Estados Unidos atingiu o impressionante patamar de 32% do Produto Interno Bruto mundial”, em 2001. Este excesso de concentração, consorciado com crises de países importantes nos anos 1990 e 2000, suscitaram movimentos de mudança na economia global, incentivando os BRIC’s (grupo formado por Brasil, Rússia, Índia e China) e outras economias emergentes a buscar por “maior participação no contexto econômico mundial, com vistas a fortalecer suas dinâmicas de crescimento econômico”. Os resultados foram de ampliação da presença dos países emergentes no Produto Interno Bruto global, que passou de 38%, em 2001, para 45%, em 2008, enquanto os EUA reduziram para 24% sua parcela de participação em 2008.

Internamente, segundo Rossi e Prates (2013), o crédito para o comércio externo se ampliou em 2002. Os Adiantamentos de Contratos de Câmbio (ACC), modalidade na qual os exportadores recebem antecipada a quantia em moeda nacional equivalente ao valor contratado em moeda estrangeira, foram o principal instrumento de financiamento das exportações brasileiras, representando 27,8% das exportações entre 2003 e 2008. Conforme dados apontados por Ivo et al. (2016), o crédito para a indústria, entre 2003 e 2008, teve aumento de 155,95%, passando de 115,8 bilhões para 296,4 bilhões. Além disto, o crédito para pessoa física cresceu 372,72%, ou seja, o aumento do consumo contribuiu para propiciar a expansão da produção, e, conseqüentemente, acarretar concreta aceleração das exportações. Além disto, o aquecimento da economia doméstica alterou a balança comercial e fez com que

as exportações superassem consideravelmente as importações, resultando em elevados saldos líquidos positivos a partir de 2002.

Mesmo com a mudança na política cambial, o montante de exportações totais crescia lentamente até ocorrer o *boom* dos preços das *commodities*, em 2002, o que impulsionou as exportações de produtos básicos brasileiros, tanto em termos de quantidade quanto de valor, mesmo com a taxa de câmbio efetiva real se apreciando. Além disto, a partir de 2003, de acordo com Paula e Pires (2017), além da alta acentuada nos preços das *commodities*, o bom desempenho da economia brasileira foi retomado por meio do aumento do consumo das famílias – estimulado pela acentuada ampliação do crédito bancário. Para Giambiagi (2011), esta recuperação foi motivada, também, pela dinâmica de crescimento global – situação de acréscimo da demanda por produtos primários. Desta forma, o PIB real obteve taxas médias de expansão de 4,8% ao ano no período de 2004 a 2008, aumento este que pode ser visualizada no Gráfico 3.

Gráfico 3 – Produto Interno Bruto real brasileiro de 01/1999 a 06/2018 em bilhões de dólares



Fonte: Banco Central do Brasil (BACEN)

O período entre o final de 2002 e início de 2011 foi caracterizado pela pressão altista dos preços internacionais das *commodities* conjuntamente à trajetória de apreciação da taxa de câmbio efetiva real do Brasil. Este cenário pode ser devido à “relação de longo prazo entre taxa de câmbio real e preços internacionais das *commodities*”, destacada por Souza, Mattos e Lima (2016) a partir de outros estudos.

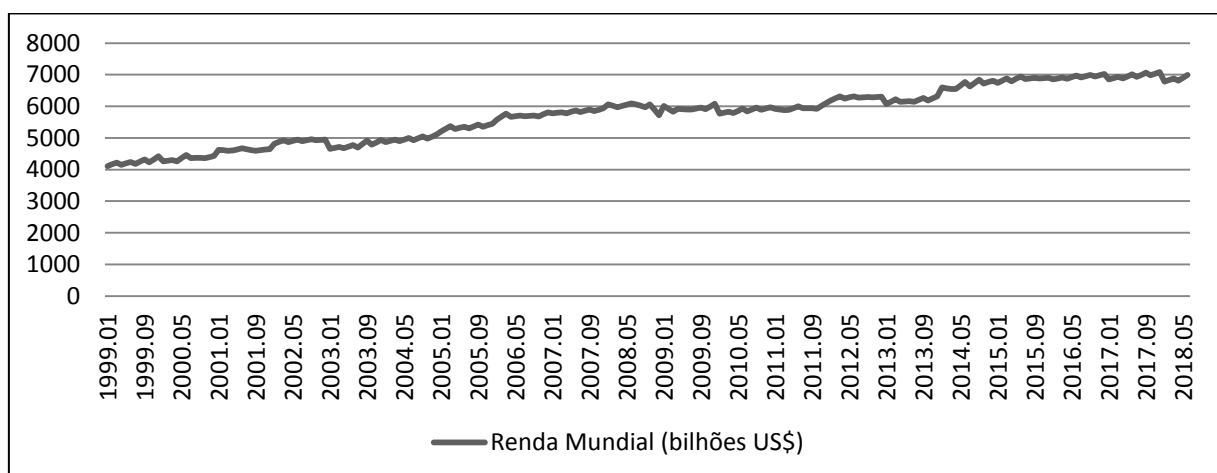
Com a crise do *subprime* (deflagrada com a quebra do banco de investimentos “Lehman Brothers” e colapso hipotecário que atingiu fortemente o mercado financeiro norte-americano), que se tornou a crise internacional de 2008, a fuga de capitais caracterizou a

reversão das operações de *carry trade* no mercado financeiro brasileiro. Devido a isto, decorreu uma leve e passageira depreciação do câmbio real efetivo em 2008, que logo voltou a sua trajetória de apreciação.

Além disto, a crise financeira mundial de 2008 provocou resultados negativos sobre o produto interno ao enfraquecer as relações de comércio exterior, com variações negativas nos saldos das contas de exportações e, também, de importações. Segundo Ribeiro et al. (2010), a Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) teve queda de 9,8% devido ao recuo dos investimentos e processamentos da indústria e, ainda, as despesas com consumo diminuíram por volta de 2% no mesmo ano. Paula e Pires (2017) enumeram outras razões que se somaram ao encolhimento da economia brasileira durante o episódio, dentre elas estão a “saída de capitais estrangeiros aplicados em bolsa; redução da oferta de crédito externo para bancos e firmas; aumento das remessas de lucros e dividendos por parte de subsidiárias de empresas multinacionais; retração do mercado de crédito doméstico; e ‘empoçamento’ de liquidez no mercado interbancário”.

Na análise da *proxy* para a renda mundial, cabe destacar o período de 2008 até 2011, quando a economia global manteve-se, praticamente, estagnada, como pode ser visto no Gráfico 4. Além disto, embora, segundo Marques (2008), “é dada como certa uma forte redução do crescimento econômico, e até recessão, nas economias centrais”, a variável em questão situou-se em trajetória ascendente durante todo o período histórico.

Gráfico 4 – Renda mundial para o período de 01/1999 até 06/2018 em bilhões de dólares



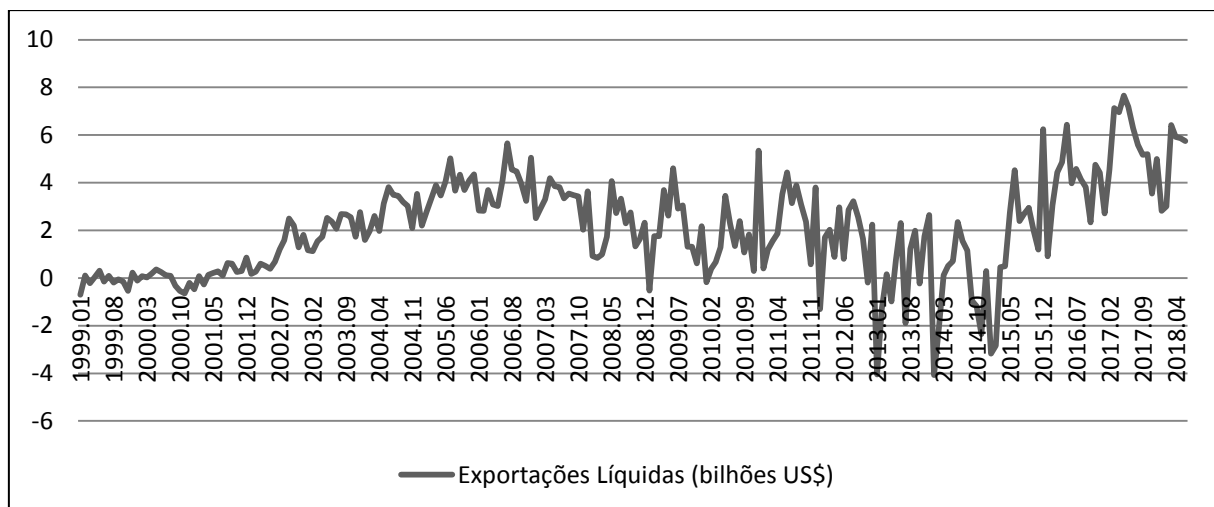
Fonte: Economic Research Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED) e The World Bank

Não obstante, é necessário ressaltar que o estudo destes dados deve ser feito com cautela, já que os mesmos advêm de uma ponderação feita em relação às exportações

brasileiras, as quais modificaram sua composição durante os anos e passaram a ser destinadas para países em desenvolvimento, especialmente, para a China – grande demandante de *commodities*.

Após considerável superávit de US\$ 46,007 bilhões em 2006, as exportações brasileiras líquidas passaram a declinar. A crise de 2008 provocou fortes flutuações no saldo da balança comercial, pois, de acordo com Busnardo (2014), a diminuição da demanda externa causou a desaceleração do comércio como o primeiro efeito, influenciando negativamente no *quantum* exportado pelo Brasil. Posteriormente, a queda dos preços das *commodities* aumentou as exportações de bens básicos para países em desenvolvimento, como a China, enquanto houve acelerado declínio das exportações de produtos industrializados devido à redução de suas vendas para mercados desenvolvidos, como EUA e União Europeia. Isto, no entanto, não se refletiu totalmente nas exportações líquidas (observe Gráfico 5), pois a demanda brasileira por importações, também, foi afetada negativamente pela crise.

Gráfico 5 – Exportações líquidas brasileiras de 01/1999 até 06/2018 em bilhões de dólares



Fonte: Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC)

As exportações agregadas voltaram a crescer com a recuperação da economia mundial. A partir de 2010, as exportações de produtos básicos aumentaram a sua participação na composição da balança comercial, superando os bens manufaturados, os quais representavam maior parcela do total exportado anteriormente. Moller e Vital (2013) apontaram que “o crescimento dos valores de todas estas *commodities* (petróleo, carne bovina, minérios de ferro e carne de frango) em 2010/11 foi tão expressivo que a queda em 2009 foi superada e para todos os produtos básicos o crescimento 2010/09, foi de 45,27% e 2011/10 foi de 36,06%”. Assim, em 2011, foi registrado o maior valor histórico das exportações totais,

entretanto, as exportações líquidas não refletiram o total deste acréscimo devido ao aumento da demanda nacional por bens estrangeiros, suscitando alto grau de volatilidade sobre as contas externas.

De acordo com Levy (2017), o crescimento mundial e a recuperação dos níveis de produção e atividade econômica, após a intensa queda de 2009-2010, revelaram-se mais lentos que em ciclos econômicos anteriores e período pré-crise, sendo bastante diferente nos diversos países. Os países emergentes e em desenvolvimento, por exemplo, segundo o autor, “tiveram uma recuperação rápida do crescimento após a crise financeira internacional, mantendo taxas de expansão relativamente elevadas até 2014”, mais especificamente, de 4,9% no período 2012-2014, no entanto, entre 2015 e 2016, o crescimento se retraiu, ficando ao nível de 4,3%.

Segundo Paula e Pires (2017), entre 2010 e 2014, a administração pública do Brasil buscou impulsionar conjuntamente oferta e demanda agregada de bens com a redução da taxa de juros Selic, desvalorização cambial e isenções fiscais. Não obstante, esta política não fomentou a atividade econômica da maneira esperada e, ainda, refreou o Produto Interno Bruto brasileiro. Por sua vez, o governo interveio, novamente, na economia, estendendo a desoneração de folha de pagamentos para diversos setores.

A balança comercial apresentou déficit de US\$ 3,9 bilhões em 2014 e, segundo Niewierowski (2016), o principal fator de declínio das exportações foi a queda dos preços das *commodities*. Entretanto, o grupo de produtos básicos foi o que menos teve recuo de vendas, com diminuição de apenas 3,1% no valor de suas exportações devido ao aumento no volume comercializado, enquanto os agregados de semimanufaturados e manufaturados tiveram quedas de 4,8% e 12,8%, respectivamente.

Após este período, segundo Paula e Pires (2017, p. 132),

A partir do final de 2014 há uma nova reversão na trajetória da economia brasileira, observando-se uma forte redução nas vendas no mercado varejista. De fato, em 2015-2016 a economia sofreu uma série de choques – deterioração dos termos de troca, ajuste fiscal, crise hídrica, desvalorização da moeda, o aumento da taxa de juros Selic etc. – que contribuíram para reduzir ainda mais o crescimento econômico, que desacelerou acentuadamente para -3,6% em média no período. Vários outros efeitos secundários aprofundaram a recessão como o aumento da taxa de juros, aumento do desemprego, a queda da renda, a contração do mercado de crédito e a redução dos investimentos públicos.

Mesmo diante de uma deterioração dos cenários político e econômico, as exportações líquidas voltaram a se expandir a partir de 2015. Este resultado poderia ser associado ao Plano Nacional de Exportações (PNE, 2015-2018), o qual objetivava “alcançar o crescimento

sustentável da economia brasileira, por meio de políticas que fomentem a diversificação da pauta exportadora, a agregação de valor e a ampliação da intensidade tecnológica das exportações brasileiras” segundo Silva, Santos e Baptista (2017). Assim, para pôr o PNE em prática, as iniciativas governamentais a serem adotadas contavam com a ampliação de investimentos em infraestrutura, a melhoria dos ambientes tributário e regulatório, a simplificação e desburocratização de negócios. Contudo, o mercado mundial dispunha de um cenário com acomodação nos preços das *commodities*, baixa atividade da economia global e acirramento da concorrência internacional. Isto posto, o plano não vingou em meio à crise e o superávit na balança comercial foi atingido de forma indesejada, já que houve queda de 3,1% nos valores das exportações, de 2015 para 2016, frente às intensas reduções da demanda brasileira por importações, na base de 19,8%, de acordo com Niewierowski (2016).

Uma grande influência negativa da crise interna no Brasil foi sentida no mercado monetário, quando o câmbio voltou a traçar uma trajetória de depreciação, entre 2015 e 2016. A recessão provocou receio nos agentes internacionais, que procederam a uma fuga de capitais do País, diminuindo as reservas cambiais.

Percebeu-se, com a crise do período, uma rápida queda do PIB. Esse decréscimo, segundo Tinoco e Giambiagi (2018), acentuou-se com o recuo dos investimentos, que foi devido ao esgotamento do ciclo de crescimento, ao plano de ajuste das contas públicas, à elevação das taxas de juros e aos avanços da Operação Lava-Jato, corroborando para que, em 2016, os investimentos atingissem um nível 30% abaixo do apresentado no fim de 2013.

Enfim, no ano de 2017, a recuperação do desempenho da economia foi recobrada lentamente, quando o PIB chegou a crescer 1%. De acordo com Tinoco e Giambiagi (2018), dentre os fatores que contribuíram para isso, destacam-se a retomada do consumo das famílias, a política monetária expansionista, os bons resultados do setor agrícola, um contexto internacional favorável e a volta da confiança na política econômica do novo governo.

5 METODOLOGIA

O prosseguimento da presente pesquisa e o alcance dos objetivos pretendidos são possíveis por meio da obtenção dos dados secundários das variáveis de interesse, assim como da realização de testes e estimações adequados para manipulação das séries históricas.

5.1 FONTE E BASE DOS DADOS

Os dados mensais da variável taxa de câmbio efetiva real das exportações são calculados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e disponibilizados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada Database (IPEADATA).

A série referente às exportações líquidas foi obtida da subtração dos valores das exportações agregadas menos importações totais, dados que estão disponíveis no *site* do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC).

O Produto Interno Bruto (PIB) real brasileiro em bilhões de dólares foi alcançado ao ser deflacionada a série do PIB corrente pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) e realizada a posterior transformação dos valores em reais para dólares com o uso da taxa de câmbio comercial média para venda. Os dados utilizados foram coletados pelo IPEADATA, tendo como fonte o Banco Central do Brasil (BACEN).

Uma *proxy* da renda mundial foi criada a partir do Produto Interno Bruto real dos Estados Unidos (EUA), obtido no Economic Research Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED). Primeiramente, taxas trimestrais de crescimento do PIB norte-americano foram convertidas em taxas mensais da seguinte forma:

$$(1 + g_{tri,t})^1 = (1 + g_{mes,t})^3, \quad (13)$$

onde, $g_{tri,t}$ é a taxa de crescimento trimestral do PIB e $g_{mes,t}$ corresponde a taxa mensal de crescimento. Os dados trimestrais do PIB norte-americano foram transformados em valores mensais, utilizando as taxas de crescimento mensal, a partir de artifícios da matemática financeira de série de pagamentos,

$$Y_{mes,EUA,t} = Y_{tri,EUA,t} \frac{g_{mes,t}}{(1+g_{mes,t})^3 - 1}, \quad (14)$$

onde, $Y_{mes,EUA,t}$ representa o valor do PIB norte-americano no primeiro mês do trimestre correspondente e $Y_{tri,EUA,t}$ é o PIB trimestral. Assim, os segundos e terceiros meses de cada trimestre foram obtidos de forma que

$$Y_{mes,EUA,t} = Y_{mes,EUA,t-1}(1 + g_{mes,t}). \quad (15)$$

No site do Banco Mundial foram coletadas séries anuais do PIB mundial e do PIB dos países que recebem as parcelas mais significantes das exportações brasileiras (China, Estados Unidos, Argentina, Chile, Holanda, Alemanha, Espanha, Japão e México). A proporção do PIB anual de cada país em relação ao PIB anual dos EUA foi multiplicada pela renda mensal norte-americana para a obtenção das demais rendas nacionais mensais, na forma:

$$Y_{mes,CHI,t} = \left(\frac{Y_{ano,CHI,t}}{Y_{ano,EUA,t}} \right) Y_{mes,EUA,t}. \quad (16)$$

Por fim, a renda mundial foi atingida da seguinte forma:

$$Y_t^* = \alpha_1 Y_{mes,EUA,t} + \alpha_2 Y_{mes,CHI,t} + \alpha_3 Y_{mes,ARG,t} + \dots + \alpha_n Y_{mes,outros,t}, \quad (17)$$

onde: Y_t^* corresponde à renda mundial, $Y_{mes,CHI,t}$ representa a renda agregada da China, $Y_{mes,ARG,t}$ é o PIB argentino e assim por diante, utilizando os principais parceiros comerciais do Brasil, e α corresponde à ponderação das exportações brasileiras destinadas a cada país.

5.2 O MODELO ECONOMETRICO DE DEFASAGEM DISTRIBUÍDA

Os Modelos de Defasagens Distribuídas (MDD) são ferramentas de projeção para séries temporais que apresentam dados voláteis e que compilam valores defasados das variáveis explicativas, necessárias para a adequação teórica do modelo econométrico. Seguem-se, assim, algumas especificações genéricas destes modelos, que serão estimados com o uso de Variáveis Instrumentais (VI), ou método de Mínimos Quadrados de Dois Estágios (MQ2E), no Software “Gretl”.

5.2.1 Modelos de defasagens distribuídas infinitas

Para Leludak (2015), as variáveis assumem diferentes valores ao longo do tempo e podem ser observadas somente parcialmente, havendo necessidade do uso de métodos econométricos bivariados de séries temporais $\{(x_t, y_t, y_t^*, e_t): t = \dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots\}$ para a análise. Segundo Wooldridge (2016), um modelo de defasagem distribuída infinita (DDI) que relaciona x_t com o valor atual e os valores anteriores de y , y^* e e é

$$x_t = \alpha + \beta_0 y_t + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_j y_{t-j} + \phi_0 y_t^* + \phi_1 y_{t-1}^* + \phi_2 y_{t-2}^* + \dots + \phi_j y_{t-j}^* + \delta_0 e_t + \delta_1 e_{t-1} + \delta_2 e_{t-2} + \dots + \delta_j e_{t-j} + u_t, \text{ com } j = 1, \dots, \infty \quad (18)$$

A soma das variáveis defasadas estende-se até o passado indefinido e não há definição do número de defasagens, pois o modelo DDI não requer um corte temporal que delimite a duração da defasagem em um valor particular.

Para que o modelo tenha sentido, os coeficientes da defasagem devem tender a zero quando $j \rightarrow \infty$. Isto porque o impacto das variáveis sobre x_t diminui à medida que j aumenta. Na prática, a lógica econômica é de que o passado recente de y , y^* e e deve ser mais importante para explicar x do que o passado mais distante.

A propensão de longo prazo é a soma de todos os coeficientes de defasagens:

$$PLP = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \dots + \phi_0 + \phi_1 + \phi_2 + \phi_3 + \dots + \delta_0 + \delta_1 + \delta_2 + \dots. \quad (19)$$

Como os parâmetros convergem para zero, a PLP pode ser aproximada por uma soma finita destes, para p suficientemente grande. Se em $t = 0$, o processo aumenta permanentemente em uma unidade, o interesse é saber o efeito de y_t , y_t^* e e_t sobre x_t no longo prazo. [Para a interpretação da PLP, veja Wooldridge (2016, capítulo 18).]

A hipótese de que os erros têm média zero deve ser mais rigorosamente tratada. Para produção de estimadores consistentes dos parâmetros uma hipótese de exogeneidade fraca é:

$$E(u_t | y_t, y_{t-1}, \dots, y_t^*, y_{t-1}^*, \dots, e_t, e_{t-1}, \dots) = 0. \quad (20)$$

Com isto, Wooldridge (2016) afirma que o erro é não correlacionado com os y , y^* e e atuais e passados, mas pode estar correlacionado com o futuro, o que possibilita que y_t , y_t^* e e_t sigam as regras de decisão que dependam do x passado. Entretanto, não se tem nenhuma informação sobre correlação serial de u_t , assim, espera-se que u_t seja serialmente correlacionado. Mesmo que haja uma retroalimentação entre x_t e futuros y , y^* e e , é possível estimar e interpretar os coeficientes da defasagem e da PLP.

5.2.1.1 A Defasagem Distribuída Geométrica (ou de Koyck)

Para Wooldridge (2016), a existência de infinitos parâmetros exige a imposição de restrições. A defasagem distribuída geométrica (DDG) simplifica o modelo inicial e o mantém dependente de infinitas defasagens. [Veja Wooldridge (2016, capítulo 18) para analisar as especificações.]

Dependendo das variáveis retroativas ao passado indefinido, um modelo estimável produzido da DDI no momento t é:

$$x_t = \alpha + \omega y_t + \omega \rho y_{t-1} + \omega \rho^2 y_{t-2} + \dots + \psi y_t^* + \psi \rho y_{t-1}^* + \psi \rho^2 y_{t-2}^* + \dots + \gamma e_t + \gamma \rho e_{t-1} + \gamma \rho^2 e_{t-2} + \dots + u_t \quad (21)$$

É comum haver correlação serial entre a diferença do termo de erro e a variável dependente. Desta forma, Wooldridge (2016) considera a hipótese de exogeneidade estrita e a possibilidade de utilização de uma variável instrumental adequada para x_{t-1} , a qual pode ser

utilizada para obter estimativas consistentes dos parâmetros quando uma variável explanatória está correlacionada com o erro do modelo. Para o autor, é suposto que e_{t-1} seja não correlacionados com u_t e u_{t-1} e, com isto, e_t é não correlacionado com e_{t-1} , viabilizando o uso da variável e contemporânea e defasada como variável instrumental [As hipóteses do postulado podem ser encontradas em Wooldridge (2016, capítulo 18).]

Já para Bueno (2008), uma VI natural para x contemporâneo é x_{t-1} , pois a variável defasada é não correlacionada com o erro contemporâneo, viabilizando estimativas mais consistentes. Além desta, e_{t-1} é candidato a instrumento devido a sua não correlação com os termos de erro. Não obstante, há a possibilidade do uso de mais de uma variável instrumental para estimação do modelo. [Veja um exemplo em Bueno (2008, capítulo 5).]

Sustentando estes preceitos, o modelo pode ser especificado da seguinte forma:

$$x_t = \alpha_0 + \varpi y_t + \psi y_t^* + \gamma e_t + \rho x_{t-1} + u_t. \quad (22)$$

Ao regredir a equação (22), obtêm-se os parâmetros para se calcular a propensão de longo prazo (PLP), que é dada por:

$$PLP = \frac{\varpi}{(1-\rho)} + \frac{\psi}{(1-\rho)} + \frac{\gamma}{(1-\rho)}. \quad (23)$$

A DDG pode ser muito restritiva quanto à distribuição de defasagens, uma vez que $\varpi > 0$, $\psi > 0$, $\gamma > 0$ e $\rho > 0$, os parâmetros originais da equação serão positivos e monotonicamente declinantes para zero.

5.2.1.2 Modelos de Defasagem Distribuída Racional

De acordo com Wooldridge (2016), DDG é um caso especial de modelo de defasagem distribuída racional (DDR). Uma extensão simples é a inclusão de uma defasagem de e :

$$x_t = \alpha_0 + \rho x_{t-1} + \varpi y_t + \psi y_t^* + \gamma_0 e_t + \gamma_1 e_{t-1} + v_t. \quad (24)$$

Enfim, a propensão de longo prazo da DDR fica definida como:

$$PLP = \frac{(\varpi)}{(1-\rho)} + \frac{(\psi)}{(1-\rho)} + \frac{(\gamma_0 + \gamma_1)}{(1-\rho)}. \quad (25)$$

[Ver Wooldridge (2016, capítulo 18) para verificar as substituições repetitivas que possibilitam chegar neste resultado.]

5.3 PROCEDIMENTOS ECONOMETRÍCOS

Para que os modelos de defasagens distribuídas infinitas possam ser estimados de forma consistente, é necessária a realização de testes de raízes unitárias e de cointegração.

Adicionalmente, o teste de causalidade de Granger pode desobscurecer relações de influência mútua entre as variáveis constantes no modelo. Estes testes estão descritos a seguir e serão realizados com o uso do Software “Stata”.

5.3.1 Testes de raiz unitária

Segundo Wooldridge (2016), inicia-se o processo de testes de raiz unitária com o modelo AR(1):

$$x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + k_t, t = 1, 2, \dots, \quad (26)$$

onde, x_0 é o valor inicial das exportações líquidas observado; dados os x passados, estipula-se que k_t seja um processo com média zero:

$$E(k_t | x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_0) = 0. \quad (27)$$

Se $\rho = 1$, $\{x_t\}$ terá uma raiz unitária caso siga (26). Se $\alpha = 0$ e $\rho = 1$, $\{x_t\}$ seguirá um passeio aleatório sem tendência. Caso $\alpha \neq 0$ e $\rho = 1$, $\{x_t\}$ será um passeio aleatório com tendência, ou seja, $E(x_t)$ será uma função linear de t .

De acordo com Wooldridge (2016), processos de raízes unitárias com ou sem tendência se comportam de forma bastante diferente. Geralmente, deixa-se α sem especificação para testar a hipótese nula $H_0: \rho = 1$, frente a alternativa unilateral $H_1: \rho < 1$.

Quando $|\rho| < 1$, $Corr(x_t, x_{t+h}) = \rho^h \rightarrow 0$, desta forma, $\{x_t\}$ é fracamente dependente ou assintoticamente não-correlacionado, ou seja, é um processo AR(1) estável.

Para realizar o teste de raiz unitária é congruente subtrair x_{t-1} de ambos os lados de (26) e definir $\theta = \rho - 1$, de forma que

$$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + k_t. \quad (28)$$

De acordo com Wooldridge (2016), este é um modelo dinamicamente completo, sendo adequado para testar $H_0: \theta = 0$ contra $H_1: \theta < 0$. Assim, a distribuição assintótica da estatística t sob H_0 foi denominada distribuição de Dickey-Fuller. [Veja Wooldridge (2016, capítulo 18) para encontrar os valores críticos do teste de Dickey-Fuller (DF) de uma raiz unitária.] Será rejeitada $H_0: \theta = 0$ se \hat{t}_θ for menor que os valores negativos tabulados de acordo com o nível de significância requerido.

Modelos com dinâmicas mais complexas, também, precisam ser testados quanto à existência de raízes unitárias. Caso $\{x_t\}$ siga (26) com $\rho = 1$, então, Δx_t será serialmente não-correlacionado. Com defasagens adicionais em (28), é possível permitir que $\{\Delta x_t\}$ siga um modelo AR. Em, por exemplo,

$$\Delta x_t = \alpha + \theta x_{t-1} + \gamma_1 \Delta x_{t-1} + k_t, \quad (29)$$

$|\gamma_1| < 1$. Assim, é garantido que $\{\Delta x_t\}$ siga um modelo AR(1) estável, sob $H_0: \theta = 0$. Em contrapartida, $\{\Delta x_t\}$ seguirá um modelo AR(2) estável, sob $H_1: \theta < 0$.

Para levar em consideração a dinâmica no processo, Wooldridge (2016) adiciona p defasagens de Δx_t na equação. Para testar a hipótese nula, regride-se

$$\Delta x_t \text{ sobre } x_{t-1}, \Delta x_{t-1}, \dots, \Delta x_{t-p} \quad (30)$$

e se realiza o teste t de $\hat{\theta}$ (o coeficiente de x_{t-1}). Este é o teste de Dickey-Fuller aumentado, uma versão estendida do original, devido à extensão da regressão com as alterações defasadas Δx_{t-h} . Retira-se qualquer correlação serial em Δx_t quando há inclusão das variações defasadas em (30). [Ver Wooldridge (2016, capítulo 18) para maiores detalhes.]

Para viabilizar séries com tendência temporal, Wooldridge (2016) utiliza a equação:

$$\Delta x_t = \alpha + \delta t + \theta x_{t-1} + k_t, \quad (31)$$

ainda com as hipóteses $H_0: \theta = 0$ e $H_1: \theta < 0$. Conforme a hipótese alternativa, $\{x_t\}$ é um processo estacionário em torno de sua tendência. [Veja Wooldridge (2016, capítulo 18) para analisar outros casos e para examinar os novos valores críticos do teste, que incluem uma tendência temporal na regressão.]

Segundo Wooldridge (2016), a equação (31) pode ser aumentada com defasagens da variável Δx_t para levar em conta a correlação serial, assim como no caso sem tendência. O teste é conduzido da mesma maneira.

De acordo com Bueno (2008), o erro é, frequentemente, um processo estacionário. E, para testar a existência de raiz unitária em um processo autorregressivo de ordem p ,

$$x_t = \alpha + \phi_1 x_{t-1} + \dots + \phi_{p-1} x_{t-p+1} + \phi_p x_{t-p} + u_t, \quad (32)$$

utiliza-se o teste Dickey-Fuller aumentado. Assim, estima-se o modelo com variáveis autorregressivas para encontrar os desvios de x_t em relação a sua média.

Para conduzir o teste de resíduos a não rejeitar a hipótese nula de ruído branco (sequência de erros, onde cada valor da série tem média zero, variância constante, e não apresenta correlação serial), deve-se incluir tantas variáveis autorregressivas quantas necessárias. Bueno (2008) adiciona e subtrai $\phi_p x_{t-p+1}$ em (32), para melhor entendimento:

$$\begin{aligned} x_t &= \alpha + \phi_1 x_{t-1} + \dots + \phi_{p-1} x_{t-p+1} + \phi_p x_{t-p} + \phi_p x_{t-p+1} - \phi_p x_{t-p+1} + u_t = \\ &= \alpha + \phi_1 x_{t-1} + \dots + (\phi_{p-1} + \phi_p) x_{t-p+1} - \phi_p \Delta x_{t-p+1} + u_t. \end{aligned} \quad (33)$$

Com a repetição deste processo p vezes, atinge-se:

$$\Delta x_t = \alpha + \phi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta x_{t-i} + u_t, \quad (34)$$

em que

$$\varphi = -(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i); \quad (35)$$

e

$$\lambda_i = -\sum_{j=i}^{p-1} \phi_{j+1}. \quad (36)$$

Assim, de acordo com Bueno (2008), o teste pode ser realizado, utilizando-se os valores críticos elaborados por Dickey e Fuller com correção do modelo de mais defasagens.

Segundo Bueno (2008), Schwert (1989) formulou um critério para escolher o máximo de defasagens no modelo, na forma:

$$p_{max} = int \left[12 * \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right], \quad (37)$$

em que $int(x)$ é a parte inteira de x . [Ver Bueno (2008, capítulo 4) para tomar conhecimento de outras formas de escolha do número de defasagens a serem inclusas.]

Para reconhecer a raiz unitária de séries com dados não conclusivos, de acordo com Bueno (2008), complementa-se os testes de raiz unitária com o teste KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schunidt e Shin). Neste a estacionariedade da série é testada pela hipótese nula, $H_0: x_t \sim I(0)$, contra a hipótese alternativa, $H_1: x_t \sim I(1)$. [Veja Bueno (2008, capítulo 4) para conhecer a literatura de modelos estruturais preocupados com a interpretação econômica das séries temporais.]

Bueno (2008) procede com o teste KPSS considerando a série $x_t = \alpha + \delta t + e_t + u_t$ e definindo $e_t = e_{t-1} + v_t$ e $k_t \equiv e_t + u_t$. As etapas para o teste avançam, de acordo com Bueno (2008), da seguinte maneira:

Estima-se a série em consideração em função das variáveis determinísticas:

$$x_t = \alpha + \delta t + k_t. \quad (38)$$

Computa-se os resíduos da regressão:

$$\widehat{k}_t = x_t - \widehat{\alpha} - \widehat{\delta} t. \quad (39)$$

Indica-se a soma parcial dos resíduos:

$$S_t = \sum_{j=1}^t \widehat{k}_j. \quad (40)$$

Utiliza-se o KPSS, teste de multiplicador de Lagrange:

$$KPSS = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{T^2 \widehat{v}^2}, \quad (41)$$

em que \widehat{v}^2 é a variância de longo prazo, definida como:

$$\widehat{v}^2 = \widehat{\sigma}^2 + \frac{2}{T} \sum_{j=1}^M \omega \left(\frac{j}{M+1} \right) \sum_{t=j+1}^T \widehat{k}_t \widehat{k}_{t-j}; \quad (42)$$

$$\widehat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T \widehat{k}_t^2}{T}. \quad (43)$$

Segundo Bueno (2008), caso x_t for um processo estacionário, S_t será I(1), o numerador do KPSS será um estimador da variância de S_t , o qual terá um limite assintótico, e o denominador possibilitará uma distribuição livre de ruídos. Entretanto, caso x_t for I(1), o numerador irá crescer sem limites. [Ver Bueno (2008, capítulo 4) para visualizar mais detalhadamente este processo.]

5.3.2 Teste de cointegração

De acordo com Bueno (2008), Johansen propôs um teste para a definição do posto da matriz Φ e estimação dos vetores de cointegração da matriz β . Esta metodologia propicia aferir os vetores de cointegração juntamente com VECM.

Johansen indicou um teste baseado na máxima verossimilhança com restrição para definir o posto da matriz Φ , o qual se instala entre 0 e n . Caso o posto da matriz for n , as variáveis endógenas são todas estacionárias; se este posto for nulo, não há cointegração e as variáveis são não-estacionárias.

De acordo com Bueno (2008), adiciona-se ao modelo as variáveis determinísticas componentes da variável e_t no nível e do vetor de cointegração:

$$e_t = \Phi_1 e_{t-1} + \Phi_2 e_{t-2} + \dots + \Phi_p e_{t-p} + \delta' d_t + u_t, \quad (44)$$

em que $d_t = [1, t]'$ é um vetor de variáveis determinísticas com *dummies* sazonais e outras; δ é uma matriz de coeficientes com dimensão compatível com d_t ($2 \times n$).

Para obter o modelo VECM, reescreve-se (44) na forma:

$$\Delta e_t = \Phi_1 e_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta e_{t-i} + \delta' d_t + u_t. \quad (45)$$

Para o teste do traço da matriz, Bueno (2008) assume $H_0: r = r^*$ contra $H_1: r > r^*$ com a sua estatística obtida por:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i). \quad (46)$$

Segundo Bueno (2008), o posto da matriz Φ é igual ao número de suas raízes características diferentes de zero. Assim, não será possível rejeitar a hipótese nula caso não exista cointegração, pois a estatística do traço terá valores pequenos, não haverá estacionariedade de Φ e $\ln(1 - \lambda_i) \rightarrow 0$. Entretanto, a hipótese nula será rejeitada se λ_i for significativamente diferente de zero, pois a estatística terá valor elevado e $\ln(1 - \lambda_i)$ será negativo. [Veja Bueno (2008, capítulo 7) para compreender a distribuição do teste.]

O melhor critério de informação deve ser conciliado com a ausência de autocorrelação dos resíduos para definir a ordem de defasagem dos componentes autorregressivos. Para isto,

Bueno (2008) sugere a determinação do valor mínimo em algum critério de informação a partir da maior defasagem e a verificação da nulidade de autocorrelação dos resíduos para todas as variáveis. [Ver Bueno (2008, capítulo 7) para visualizar os casos de determinação do modelo de cointegração quando existe constante ou tendências.]

5.3.3 Teste de causalidade de Granger

Bueno (2008) utiliza um sistema bivariado para a especificação do teste de causalidade de Granger e propõe um teste F convencional para testar se uma variável Granger-causeia outra. Primeiramente, estima-se:

$$e_t = \phi_{20} + \sum_{i=1}^p \phi_{i,21} x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{i,22} e_{t-i} + v_{2t}. \quad (47)$$

Em seguida, é necessário testar a causalidade das variáveis com a designação da hipótese nula de que x não Granger-causeia e , na forma:

$$H_0: \phi_{1,21} = \phi_{2,21} = \dots = \phi_{p,21} = 0 \text{ x } H_1: \phi_{i,21} \neq 0, i = 1, 2, \dots, p, \quad (48)$$

onde a estatística do teste é dada por:

$$\chi^2 = \frac{\frac{(e_r^2 - e_u^2)}{p}}{\frac{e_u^2}{T-2p-1}} \rightarrow F(p, T - 2p - 1), \quad (49)$$

em que r corresponde a restrito e u representa não restrito. Desta forma, caso $\chi^2 > F^{5\%}$, rejeita-se a hipótese nula, ou seja, será uma situação em que x não causa e , no sentido de Granger.

A inclusão de mais variáveis no teste de causalidade de Granger é possível e o nome dado ao mesmo é teste de bloco-exogeneidade. Contudo, de acordo com Bueno (2008), efeitos indiretos de uma variável sobre a outra podem causar um viés de interpretação. [Confira Bueno (2008) para mais informações.]

6 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Inicialmente, cabe a análise das principais estatísticas descritivas das séries de dados utilizadas na pesquisa. Na Tabela 1 podem ser observados os valores mínimos e máximos, as médias e os desvios-padrão das exportações líquidas, da taxa de câmbio efetiva real, do Produto Interno Bruto real brasileiro e da *proxy* para a renda mundial.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas

Variável	Nº de obs.	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-Padrão
Exp. Lí. (X)	234	-4,068	7,661	2,078423	2,055453
T. Cam. (E)	234	91,4271	243,2692	134,618477	28,945096
PIBM. (Y*)	234	4111,758458	7087,488042	5735,438282	858,106493
PIB (Y)	234	62,800407	252,222219	146,132362	44,90208

Pode-se destacar que: i) entre janeiro de 1999 e junho de 2018, a variável exportações brasileiras líquidas, também, apresentou saldos negativos, chegando a acarretar um déficit na Conta Corrente de mais de US\$ 4 bilhões em um único mês; ii) enquanto a renda mundial apresentou um grau de dispersão de apenas 14,96% de sua média, as exportações líquidas alcançaram valores de alta discrepância, com variação de 98,89% em relação a média e; iii) o PIB real do Brasil exibiu uma média bastante acima do valor de suas exportações líquidas, evidenciando a pequena participação do mercado externo no cálculo do produto agregado.

As séries de dados do câmbio e das rendas, interna e externa, sofreram transformações logarítmicas, ao passo que a variável exportações líquidas não foi logaritimizada devido a presença de valores negativos durante o período. Portanto, o modelo aplicado consiste na estrutura *lin-log*, ou seja, forma linear na variável dependente e logarítmica nas explicativas.

Procedendo com a análise dos dados, foram realizados os testes de raiz unitária. Estes indagam sobre a existência ou não de estacionariedade em cada variável, tanto em nível quanto com a aplicação da diferenciação nas séries.

A inclusão de uma variável temporal exibiu coeficientes estatisticamente significativos, quando regredida pelas variáveis do modelo, ou seja, o tempo é importante para a definição dos valores das mesmas em nível (ver Apêndice A). Por sua vez, a tendência temporal é eliminada com a utilização da primeira diferença em todas as variáveis. Os resultados para dois diferentes testes de raiz unitária podem ser observados na Tabela 2.

Tabela 2 – Testes de Raiz Unitária

	X	$\ln E$	$\ln Y^*$	$\ln Y$	ΔX	$\Delta \ln E$	$\Delta \ln Y^*$	$\Delta \ln Y$
ADF	-3,429	-1,684	-2,463	-1,379	-10,57	-9,972	-18,561	-10,094
KPSS	0,47	1,01	1,47	0,976	0,0233	0,102	0,0192	0,178
Ord. Int.	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)

Nota: Valores críticos a 5%

i) do teste ADF para as variáveis em nível: -3,433, e para as variáveis em primeira diferença: -2,881; e

ii) do teste KPSS: 0,146.

O teste Dickey-Fuller Aumentado evidenciou a presença de raiz unitária nas variáveis em nível e, efetuando a diferenciação das séries, foi possível rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade. Cabe destacar que as exportações líquidas teriam sua não estacionariedade não rejeitada ao nível de significância de 10% (ver Apêndice B). Da mesma forma, o teste KPSS evidenciou que, apenas após as séries de dados serem diferenciadas, pode-se não rejeitar a hipótese nula de estacionariedade, apontando para a ausência de raízes unitárias em todas as variáveis do modelo. Assim, auferiu-se ordem de integração “um” para as variáveis em nível, o que significa aplicar apenas uma única diferença nas séries para torná-las estacionárias e, enfim, integradas de ordem “zero” em primeira diferença.

Diante disso, o passo seguinte abarcou a detecção de vetores cointegrantes no modelo.

Tabela 3 – Teste de Cointegração de Johansen – Teste do Traço

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Estatística	Valores críticos (95%)
$\lambda = 0$	$\lambda = 1$	89,8212	47,21
$\lambda \leq 1$	$\lambda = 2$	39,7893	29,68
$\lambda \leq 2$	$\lambda = 3$	7,1065	15,41

A Tabela 3 traz os resultados do teste de cointegração de Johansen. De acordo com o teste do traço, primeiramente, rejeita-se a hipótese nula de inexistência de vetores cointegrantes. Isso significa que há pelo menos um vetor de cointegração. Em seguida, testa-se se há dois vetores de cointegração, como a estatística calculada (39,7893) é maior do que o valor crítico, então, percebe-se a existência de dois vetores de cointegração. Dando procedimento ao teste do traço, testa-se a hipótese alternativa que supõe a presença de três vetores de cointegração e, como a hipótese nula não é rejeitada, nesses processos analisados, têm-se dois vetores de cointegração, ao nível de 95% de confiança (ver Apêndice C).

Ao passo que as variáveis cointegram, é possível utilizá-las para a estimação de coeficientes de longo prazo. Além disto, as estimativas podem ser efetuadas com as séries em nível devido à obtenção da mesma ordem de integração para todas as variáveis do modelo.

Devido à existência de dois vetores de correção de erros, o passo seguinte, indicado na Tabela 4, consistiu na mensuração das variáveis em relação às exportações brasileiras líquidas, verificando se seus sinais são condicentes com a teoria econômica especificada na construção *IS-LM-BP* e mensurando a validade da condição BRM e de Marshall-Lerner.

Tabela 4 – Estimativas dos modelos de Defasagem Distribuída Infinita

	<i>const</i>	<i>lnE</i>	<i>lnY*</i>	<i>lnY</i>	<i>X_{t-1}</i>	<i>lnE_{t-1}</i>	PLP
DDG	1,02424	-19,015	7,2377	-14,307	0,156294	-	-30,916
	(0,0272)	(0,0069)	(0,0324)	(0,0055)	(0,5969)	-	
DDR	1,40042	-14,593	8,3869	-18,327	-0,031491	-10,029	-33,508
	(0,0524)	(0,1376)	(0,0412)	(0,0201)	(0,9396)	(0,4485)	

Notas:

i) P-Valor entre parênteses;

ii) Coeficientes das variáveis logaritmizadas e da PLP devem ser divididos por 100, para a correta interpretação.

A Tabela 4 aponta as estimativas dos modelos de DDI encontradas com a utilização do método de Mínimos Quadrados de Dois Estágios e da segunda defasagem da variável dependente juntamente com doze defasagens do câmbio como Variáveis Instrumentais. De acordo com a especificação do modelo de defasagem distribuída geométrica, os coeficientes das variáveis são significativamente diferentes de zero com 95% de nível de confiança, exceto para as exportações líquidas defasadas. Já ao estimar o modelo de defasagem distribuída racional, a variável cambial, tanto contemporânea quanto passada, também, passa a ter coeficientes não significativos estatisticamente (ver Apêndice D).

A dinâmica de curto prazo das exportações líquidas é verificada a partir do coeficiente de sua própria defasagem, o qual, dependendo da especificação estimada, pode elevar ou diminuir o saldo da balança comercial dos períodos seguintes. Ademais, além desta divergência de sinais, os coeficientes obtidos ficaram próximos a se igualem a zero, tornando os resultados para a defasagem de um período imediatamente anterior desprovidos de significância. De acordo com a estimação do modelo de DDG, as exportações líquidas passadas poderiam influir para que a propensão de crescimento da variável fosse de cerca de 0,156294%, já a DDR preveria uma influência negativa de 0,031491% no curto prazo, caso as estatísticas atingissem coeficientes significantes.

A 10%, ou um pouco mais de 5%, de significância, a constante aferida no cálculo é significativa em ambos os modelos. Mecanicamente, esta destaca o saldo da balança comercial que independe das dinâmicas do câmbio e das rendas interna e externa.

O Produto Interno Bruto real brasileiro se revelou a variável de mais importante relevância na definição do saldo da balança comercial do País. Diferentemente do que foi encontrado por Ribeiro (2006), o qual concluiu para a renda mundial como variável mais significativa na determinação das exportações. Na presente pesquisa, com um coeficiente estatisticamente significativo e sinal que corrobora com a teoria econômica, vislumbra-se que um aumento de 1% na renda interna pode causar uma diminuição de 0,143%, segundo o modelo DDG, ou 0,183%, de acordo com a defasagem distribuída racional, nas exportações líquidas brasileiras.

Ao corroborar com a condição de Marshall-Lerner e validar o modelo Mundell-Fleming, o resultado para a variável, no período 01/1999 a 06/2018, exhibe coerência e condiz com a afirmação de Carneiro (2013), de que há um estímulo positivo do PIB brasileiro sobre a demanda por mercadorias de outros países, ou seja, o sinal negativo apresentado pelo coeficiente da variável comprova que a renda interna ajuda a aumentar o saldo das importações que se somam negativamente às exportações líquidas.

A *proxy* para a renda mundial apresentou sinais adequados para confirmar a relação pressuposta pelo modelo *IS-LM-BP* e pela condição BRM, em ambas as estimativas. Assim, as exportações líquidas irão se elevar em 0,072%, pelo modelo de DDG, ou em 0,084%, de acordo com a DDR, após mudanças positivas de 1% na renda mundial, já que o crescimento de outras economias fomenta suas demandas por importações e, conseqüentemente, os produtos brasileiros são procurados por importadores de diversos países. Carneiro (2013), também, concluiu que a renda externa exhibe atuação estatisticamente significativa sobre as exportações.

Enfim, a variável de maior interesse no presente trabalho, taxa de câmbio efetiva real, apresentou coeficientes contrários à teoria e entrou na validação da condição BRM. Ao haver um aumento de 1% no câmbio, as exportações líquidas irão exhibir uma piora significativa – nível de significância de 1% – de cerca de 0,19%, segundo a DDG, enquanto o modelo de DDR alcançou coeficientes estatisticamente não significativos e projetou que o câmbio contemporâneo causaria queda de cerca de 0,146% no saldo comercial e o câmbio passado ajudaria a piorar a balança em 0,1%. Ou seja, a análise do período 01/1999 a 06/2018 demonstrou que uma depreciação da moeda brasileira causará um decréscimo do saldo da balança comercial no longo prazo, contrariando a condição de Marshall-Lerner.

Uma explicação para tal fenômeno, de acordo com Souza, Mattos e Lima (2016), é a de que o país sofreu apreciações no seu câmbio quando os preços das *commodities* aumentaram. Ao passo que a economia brasileira é uma grande exportadora de produtos agrícolas e recursos naturais, demandados progressivamente pela China e outros países em desenvolvimento, o aumento de preços estimula o comércio internacional sem considerar o valor da moeda nacional. Isto significa que o aumento das exportações de *commodities*, devido aos altos preços internacionais, influi na cotação da taxa de câmbio que, ao cair enquanto as vendas externas aumentam, gera um coeficiente incongruente com as teorias acerca do comércio internacional.

Tendo em vista que apenas alguns dos setores da economia brasileira analisados no trabalho de Nakabashi, Cruz e Scatolin (2008) tiveram suas exportações influenciadas pela taxa de câmbio efetiva real, a contradição com a teoria e a não significância dos coeficientes encontrados na presente pesquisa podem ser elucidadas pela diversidade do comércio realizado pelo País. Ribeiro (2006) e Carneiro (2013), da mesma maneira, encontraram discrepâncias quanto à influência do câmbio sobre os grupos de produtos exportados ou a oferta de exportações dos diferentes fatores agregados.

A resolução do presente trabalho se mostra diferente da obtida por Moura (2005), o qual concluiu que desvalorizações cambiais afetavam positivamente o saldo de exportações líquidas, validando as condições BRM e de Marshall-Lerner para tal variável, enquanto as rendas interna e externa auferiam efeitos negativos. Em contrapartida, Nascimento (2017) obteve resultados que corroboraram totalmente com a condição de Marshall-Lerner e com o modelo *IS-LM-BP*, ao ter estimado coeficientes positivos para a taxa de câmbio e a renda mundial e um coeficiente negativo para a renda nacional em sua regressão da equação das exportações líquidas.

Em relação às propensões de longo prazo, assim como o efeito parcial da maioria das variáveis contidas no modelo indicou, a variação positiva do conjunto destas causará uma piora nas exportações líquidas. De acordo com a DDG, acréscimos da taxa de câmbio efetiva real, da renda interna e da renda mundial, no longo prazo, causará um declínio de cerca de 0,31% no saldo da balança comercial brasileira, enquanto a especificação do modelo de DDR prevê uma variação ainda mais negativa nos resultados de comércio externo, de 0,335%.

Devido à existência de influências de algumas variáveis sobre outras nas dinâmicas de longo prazo, tornou-se interessante testar se há uma causalidade de Granger entre estas variáveis. Este teste está relacionado por colunas na Tabela 5, a qual apresenta os valores da estatística χ^2 e suas probabilidades de se igualarem a zero entre parênteses.

Tabela 5 – Teste de causalidade de Granger

	X	$\ln E$	$\ln Y^*$	$\ln Y$
Todas	38,024 (0,000)	14,121 (0,028)	3,5434 (0,738)	29,716 (0,000)
X	–	0,64479 (0,724)	1,4135 (0,493)	1,4031 (0,496)
$\ln E$	19,326 (0,000)	–	2,011 (0,366)	24,491 (0,000)
$\ln Y^*$	0,83784 (0,658)	9,6792 (0,008)	–	12,045 (0,002)
$\ln Y$	26,246 (0,000)	3,1803 (0,204)	1,257 (0,533)	–

De acordo com os resultados do teste de causalidade de Granger, ou teste de bloco-exogeneidade, uma análise estatística conclui que, em conjunto, todas as variáveis contidas no modelo causam, no sentido de Granger, as exportações líquidas. Entretanto, ao realizar uma análise das causalidades aos pares, rejeita-se a hipótese de que a renda mundial Granger causa as exportações líquidas (ver Apêndice E).

Quanto à taxa efetiva real de câmbio, a um nível de 5% de significância, a variável é Granger causada pelas demais conjuntamente, embora o produto nacional e as exportações não tenham obtido autonomamente uma estatística significativa para corroborar com este resultado. Ademais, rejeita-se a hipótese nula de causalidade de Granger para a *proxy* da renda mundial, tanto em uma análise aos pares quanto em conjunto. A causalidade de Granger não é rejeitada para a hipótese de que as variáveis causam o PIB real brasileiro, exceto na relação desagregada com as exportações líquidas.

Enfim, de modo geral, as dinâmicas entre as variáveis contidas no modelo podem ser mutuamente influenciadas e influenciáveis. Todavia, cabe lembrar que a utilização deste teste deve ser utilizado com cautela para modelos com mais de duas variáveis, já que podem haver efeitos indiretos causados de uma variável sobre outras, segundo Bueno (2008).

7 CONCLUSÃO

Formulações teóricas desenvolvidas por Mundell e Fleming designaram a taxa de câmbio, a renda mundial e a renda interna como determinantes das exportações líquidas de um país e os autores Bickerdike, Robinson, Metzler, Marshall e Lerner pressupuseram que uma depreciação cambial causaria influência positiva sobre a balança comercial. Assim, no presente trabalho, objetivou-se verificar as relações entre estas variáveis, entre 01/1999 e 06/2018, para validar, ou não, as teorias de comércio internacional, realizando a estimação de modelos de defasagens distribuídas infinitas pelo método MQ2E, e testando a presença de raízes unitárias, de vetores cointegrantes nas séries de dados e a causalidade de Granger. Conclui-se, então, que, embora as variáveis cointegrem, a significância das estimativas encontradas, assim como seus sinais, corroboraram apenas relativamente com o modelo *IS-LM-BP* e a solução contraditória à principal vinculação proposta pela condição BRM impediu sua validação.

Primeiramente, a propensão de curto prazo derivou resultados inconsistentes. As estimações apontaram coeficientes com sinais diferentes para cada modelo de DDI, além de não significativos estatisticamente. Isto demonstra a ideia de certa autonomia das exportações líquidas frente às variáveis explicativas do modelo, noção reforçada pela avultada constante que foi estimada.

O coeficiente auferido pela taxa de câmbio real efetiva foi negativo, evidenciando a contradição com a teoria e não dependência do saldo das exportações líquidas frente às variações – apreciação e depreciação – da moeda nacional. O destino, a pauta e os preços dos bens exportados pelo Brasil interferem na própria cotação da moeda no mercado externo e ocasiona esta situação discrepante, já que o País está recebendo maior demanda de economias em crescimento e se direcionando ao comércio internacional de *commodities* em situação de alta. Assim, independentemente das cotações da moeda nacional, as exportações de produtos básicos têm acrescido e modificado determinadas relações do comércio exterior, que impossibilitaram validar a condição de Marshall-Lerner para o período.

Ademais, a *proxy* para a renda mundial e o Produto Interno Bruto real brasileiro exibiram coeficientes integralmente esperados, com 95% de confiança e com sinais positivo e negativo, respectivamente. Ou seja, a dinâmica mundial de crescimento interfere na procura de bens brasileiros por estrangeiros e o bom desempenho da economia interna aquece a demanda pelo consumo de produtos de outros países. Enfim, o comércio externo é impactado,

de um lado, pelo aumento das exportações influenciado pela renda mundial, enquanto o PIB nacional resulta em acréscimo das importações e diminuição do saldo da balança comercial.

Assim sendo, pelas evidências empíricas encontradas, pode-se concluir que a variável de maior interesse, taxa de câmbio efetiva real, não causou os efeitos positivos, desejados e postulados pela condição de Marshall-Lerner, sobre as exportações líquidas brasileiras para o período de janeiro de 1999 a junho de 2018. Em contrapartida, as rendas interna e externa exerceram as influências esperadas sobre o saldo da balança comercial e legitimaram o modelo Mundell-Fleming parcialmente.

Enfim, a propensão de longo prazo tende para uma deterioração do saldo das exportações líquidas após aumento conjunto de todas as variáveis constantes no modelo. Assim, efeitos indesejados no saldo de comércio internacional, no longo prazo, podem ser sentidos caso políticas de desvalorização da moeda nacional forem postas em prática, por exemplo. Por isto, análises desta natureza podem se revelar importantes em trabalhos futuros sobre a temática dos determinantes das exportações brasileiras e consequências para os demais agregados macroeconômicos. Ademais, tendo em vista a composição das exportações, possivelmente é relevante o estudo da relação entre os preços dos principais produtos comercializados pelo Brasil com o exterior e o seu *quantum* exportado.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, C. O. de; BACHA, C. J. C. Evolução da política cambial e da taxa de câmbio no Brasil, 1961-97. **Revista Pesquisa e Debate**, São Paulo, v. 10, n. 2 (16), p. 5-29, 1999. Disponível em: <<https://revistas.pucsp.br/index.php/rpe/article/view/11909/8624>>. Acesso em: 30 abr. 2018.

AGÊNCIA BRASILEIRA DE PROMOÇÃO DE EXPORTAÇÕES E INVESTIMENTOS. Análise APEX-Brasil Conjuntura e Estratégia. **As exportações brasileiras e os ciclos de commodities: tendências recentes e perspectivas**. Brasília, jul. 2011. Disponível em: <<http://www.apexbrasil.com.br/Content/imagens/5a438c3e-ddd0-4807-8820-a0f6650bd379.pdf>>. Acesso em: 17 mai. 2018.

ARÉVALO, J. L. S.; LIMA, J. R. F. de. Oferta de Exportação de Manga pelo Brasil e Peru: Uma Abordagem Considerando os Mercados dos Estados Unidos e União Europeia. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 46, n. 1, p. 115-129, jan./mar. 2015. Disponível em: <<https://ren.emnuvens.com.br/ren/article/view/183/161>>. Acesso em: 23 fev. 2018.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Poder Executivo. **Análise do mercado de câmbio**. Brasília. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/rex/MerCambio/Port/cambio991/1999-1Pol%C3%ADticaCambial.asp>>. Acesso em: 07 mar. 2018.

BENATTI, A. S. **Processo de substituição e importações: uma estratégia de desenvolvimento para a América Latina. Experiências comparadas - Brasil e México (1929-1980)**. 2010, 195 p. Dissertação (Mestrado em Integração da América Latina)–Universidade de São Paulo, São Paulo, 2010.

BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2008. 325 p.

BUSNARDO, G. M. **Análise dos impactos da crise do *subprime* nas exportações brasileiras para seus principais parceiros comerciais**. 2014. 53 f. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas)–Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2014.

CAMARGO, F. L. de. **Plano real: uma análise crítica**. 2013. 55 f. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas)–Universidade de Fortaleza, Fortaleza, 2013.

CARDOSO, C. de A.; PEREIRA, L. F. V. N.; DIAS, H. B. Apreciação cambial recente e a evolução das exportações brasileiras: uma análise empírica. **Textos de Economia**, Florianópolis, v. 9, n. 2, p. 91-118, jul./dez. 2006. Disponível em: <<https://periodicos.ufsc.br/index.php/economia/article/view/6103/5659>>. Acesso em: 2 mar. 2018.

CARNEIRO, F. L. **A influência da taxa de câmbio sobre o desempenho comercial**. 2013, 140 p. Dissertação (Mestrado em Economia)–Universidade de Brasília, Brasília, 2013.

CASTRO, A. S. de; CAVALCANTI, M. A. F. H. Estimativa de equações de exportação e importação para o Brasil — 1955/95. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada: Texto para discussão**, Rio de Janeiro, n. 469, p. 1-53, mar. 1997. Disponível em:

<http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=3675>. Acesso em: 26 fev. 2018.

DIAS, C. S. **Análise das importações e exportações brasileiras e a relação do câmbio no período de 2010 a 2015**. 2016. 40 f. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas)–Universidade Federal da Grande Dourados, Dourados, 2016.

DINIZ, F. A.; SOUZA, M. M. de; MELO, P. T. N. B. de. Doença Holandesa no Brasil: uma análise do comércio exterior brasileiro no período de 1996-2011. **Revista de História Econômica & Economia Regional Aplicada**, Minas Gerais, v. 10, n. 16, p. 31-54, jan./jun. 2014. Disponível em: <<http://www.ufjf.br/heera/files/2009/11/Doen%C3%A7a-Holandesa-FINALpara-pdf.pdf>>. Acesso em: 14 mai. 2018.

DORNBUSCH, R.; FISCHER, S.; STARTZ, R. **Macroeconomia**. 11. ed. Porto Alegre: AMGH, 2013. 627 p.

ECONOMIC RESEARCH FEDERAL RESERVE BANK OF ST. LOUIS. **FRED**. Disponível em: <<https://research.stlouisfed.org/>>. Acesso em: 21 ago. 2018.

FERREIRA, A. H. B. Funções de exportação do Brasil: Estimativas para os principais mercados. **Revista Nova Economia**, Minas Gerais, v. 8, n. 1, p. 65-86, jul. 1998. Disponível em: <<http://revistas.face.ufmg.br/index.php/novaeconomia/article/view/2235/1177>>. Acesso em: 1 mar. 2018.

FLIGENSPAN, F. B. As exportações da indústria brasileira pós-desvalorização cambial de 1999. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36., 2008, Salvador, **Anais...** Salvador: ANPEC, 2008. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807211442120-.pdf>>. Acesso em: 26 fev. 2018.

GIAMBIAGI, F. et al. **Economia Brasileira Contemporânea**. 2. ed. Rio de Janeiro: Campus, 2011. 344 p.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA DATA-BASE. **IPEADATA**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 19 ago. 2018.

IVO, G de A. et al. A expansão do crédito no Brasil: uma ferramenta para o desenvolvimento socioeconômico. **Gestão & Regionalidade**, São Caetano do Sul, v. 32, n. 95, p. 160-174, mai./ago. 2016. Disponível em: <http://seer.uscs.edu.br/index.php/revista_gestao/article/view/3357/1948>. Acesso em: 17 mai. 2018.

KUZE, L. H.; VIGNOLI, F. H. Quinze anos de planos de estabilização econômica: do plano cruzado ao plano real. **GVpesquisa – FGV**, São Paulo, ago. 2001. Disponível em: <http://gvpesquisa.fgv.br/sites/gvpesquisa.fgv.br/files/publicacoes/quinze_anos_de_planos_de_estabilizacao_economica_do_plano_cruzado_ao_plano_real.pdf>. Acesso em: 29 abr. 2018.

LELUDAK, C. C. A. **Sensibilidade da taxa de câmbio às variações macroeconômicas: caso brasileiro entre 1999 e 2014**. 2015. 46 f. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas)–Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2015.

LEVY, P. M. Economia mundial. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)**: Carta de conjuntura, Brasília, n. 36, ago. 2017. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/8047/3/cc_36_economia_mundial.pdf>. Acesso em: 28 out. 2018.

MANKIW, N. G. **Macroeconomia**. 8. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2015. 468 p.

MARQUES, D. O mundo antes e depois da crise econômica de 2007. **Fundação dos Economistas Federais (FUNCEF)**, Brasília, out. 2008. Disponível em: <https://www.funcef.com.br/files/Artigo3_Demosthenes_Omundocrise_economica_09102008.pdf>. Acesso em: 2 nov. 2018.

MOLLER, H. D.; VITAL, T. Os impactos da crise financeira global 2008/09 e na crise na área de euro desde 2010 sobre a balança comercial brasileira. **Revista de Administração, Contabilidade e Economia da Fundace**, Ribeirão Preto, v. 4, n. 1, p. 1-19, ago. 2013. Disponível em: <<https://www.fundace.org.br/revistaracef/index.php/racef/article/view/49/43>>. Acesso em: 17 mai. 2018.

MOURA, G. V. **Condição de Marshall-Lerner e quebra estrutural na economia brasileira**. 2005, 86 p. Dissertação (Mestrado em Economia)—Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2005.

NAKABASHI, L.; CRUZ, M. J. V. da; SCATOLIN, F. D. Efeitos do Câmbio e Juros sobre as Exportações da Indústria Brasileira. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 12, n. 3, p. 433-461, set./dez. 2008. Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/images/blog/REC_12.3_02_Efeitos-do-Cambio-e-Juros-sobre-exportacoes-da-ind-brasileira.pdf>. Acesso em: 23 fev. 2018.

NASCIMENTO, G. M. do. **Taxa de câmbio e exportações líquidas: uma análise para os estados brasileiros**. 2017, 41 p. Dissertação (Mestrado em Economia)—Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2017.

NIEWIEROWSKI, M. V. O comércio exterior brasileiro e suas relações comerciais. **Assembleia Legislativa – Estado do Rio Grande do Sul**. Disponível em: <http://www.al.rs.gov.br/FileRepository/repdcp_m505/CMPMAI/ComercioExterior.PDF>. Acesso em: 2 nov. 2018.

OLIVEIRA, A. C. S. de et al. Análise dos Efeitos das Taxas de Câmbio, de Juros e da Renda Mundial sobre as Exportações Brasileiras de Mel. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 46, n. 3, p. 61-78, jul./set. 2015. Disponível em: <<https://ren.emnuvens.com.br/ren/article/view/191/169>>. Acesso em: 23 fev 2018.

PAULA, L. F. de; PIRES, M. Crise e perspectivas para a economia brasileira. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 31, n. 89, p. 125-144, abr. 2017. Disponível em: <<http://www.revistas.usp.br/eav/article/view/132423/128557>>. Acesso em: 2 nov. 2018.

RIBEIRO, F. C. S. et al. A evolução do Produto Interno Bruto brasileiro entre 1993 e 2009. **Vitrine da Conjuntura**, Curitiba, v. 3, n. 5, p. 1-11, jul. 2010. Disponível em: <<https://img.fae.edu/galeria/getImage/1/1395677446523294.pdf>>. Acesso em: 30 out. 2018.

RIBEIRO, L. S. L. **Dois Ensaio sobre a Balança Comercial Brasileira**. 2006, 148 p. Dissertação (Mestrado em Economia)–Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2006.

ROQUE, L. O que realmente permitiu o grande crescimento econômico brasileiro da última década. **Mises Brasil**, São Paulo, jan. 2018. Disponível em: <<https://www.mises.org.br/Article.aspx?id=2190>>. Acesso em: 10 abr. 2018.

ROSSI, P. O mercado internacional de moedas, o *carry trade* e as taxas de câmbio. **Observatório da economia global**, São Paulo, n. 5, p. 1-71, out. 2010. Disponível em: <http://www3.eco.unicamp.br/cecon/images/arquivos/observatorio/O_mercado_internacional_de_moedas.pdf>. Acesso em: 17 mai. 2018.

ROSSI, P.; PRATES, D. M. Financiamento às exportações no Brasil. **Revista Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 31, n. 59, p. 203-230, mar. 2013. Disponível em: <<http://www.seer.ufrgs.br/index.php/AnaliseEconomica/article/view/14894/24674>>. Acesso em: 17 mai. 2018.

SAMPAIO, L. M. S. M. **Esquematizado – Macroeconomia**. 2. ed. São Paulo: Saraiva, 2016. 988 p.

SANTOS, A. M. A. dos et al. Elasticidades preço e renda das exportações e importações: uma abordagem através de dados em painel para os Estados do Brasil. **Análise – Revista de Administração da PUCRS**, Porto Alegre, v. 22, n. 2, p. 202-212, jul./dez. 2011. Disponível em: <<http://revistaseletronicas.pucrs.br/ojs/index.php/face/article/view/12130/8335>>. Acesso em: 14 mai. 2018.

SILVA, G. J. C. da; SANTOS, J. F. C.; BAPTISTA, L. N. A Lei de Thirlwall Multissetorial com fluxos de capitais: uma análise do plano nacional de exportações (2015-2018) usando simulações computacionais. **Revista de Economia Política**, v. 37, n. 3 (148), p. 636-655, jul./set. 2017. Disponível em: <<http://www.rep.org.br/PDF/148-10.PDF>>. Acesso em: 02 jan. 2019.

SOUZA, R. de S.; MATTOS, L. B. de; LIMA, J. E. de. Taxa de câmbio real e preços de *commodities* no Brasil. ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 19., 2016, Florianópolis, **Anais...** Florianópolis: ANPEC, 2016. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2016/submissao/files_I/i7-e02ef39dd2e7e8f19c053446a986d71d.pdf>. Acesso em: 30 out. 2018.

TINOCO; G.; GIAMBIAGI, F. Perspectivas DEPEC 2018: o crescimento da economia brasileira 2018-2023. **Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES)**, Brasília, abr. 2018. Disponível em: <https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/bitstream/1408/14760/1/Perspectivas%202018-2023_P.pdf>. Acesso em: 02 jan. 2019.

VERÍSSIMO, M. P.; SILVA, C. G. da. Taxa de Câmbio, Preços de Commodities e Exportações de Produtos Básicos nas Regiões Brasileiras. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 44, n. 3, p. 777-794, jul./set. 2013. Disponível em: <<https://ren.emnuvens.com.br/ren/article/viewFile/88/68>>. Acesso em: 23 fev. 2018.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria**: Uma Abordagem Moderna. São Paulo: Thomson, 2006. 684 p.

ZINI JR., A. A. Funções de Exportação e de Importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 18, n. 3, p. 615-662, dez. 1988. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/5940>>. Acesso em: 23 fev. 2018.

APÊNDICE A – ESTIMAÇÕES DAS VARIÁVEIS EM FUNÇÃO DO TEMPO

. reg ExportaçõesLíquidasem bilhõesUS time

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	234
Model	117.290539	1	117.290539	F(1, 232)	=	31.38
Residual	867.107703	232	3.7375332	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.1191
				Adj R-squared	=	0.1154
Total	984.398242	233	4.22488516	Root MSE	=	1.9333

Exportações-S	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
time	.010481	.001871	5.60	0.000	.0067948 .0141672
_cons	.8469068	.2535759	3.34	0.001	.3473008 1.346513

. reg Incamb time

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	234
Model	2.79974586	1	2.79974586	F(1, 232)	=	93.81
Residual	6.92426589	232	.029845974	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.2879
				Adj R-squared	=	0.2849
Total	9.72401175	233	.041733956	Root MSE	=	.17276

Incamb	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
time	-.0016193	.0001672	-9.69	0.000	-.0019487 -.0012899
_cons	5.071316	.0226599	223.80	0.000	5.026671 5.115962

. reg lngdp time

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	234
Model	8.42731635	1	8.42731635	F(1, 232)	=	973.41
Residual	2.00854847	232	.008657536	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.8075
				Adj R-squared	=	0.8067
Total	10.4358648	233	.044789119	Root MSE	=	.09305

lngdp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
time	.0028094	.000009	31.20	0.000	.002632 .0029868
_cons	8.894874	.0122043	728.83	0.000	8.870829 8.91892

. reg lnpiib time

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	234
Model	2.88641491	1	2.88641491	F(1, 232)	=	32.03
Residual	20.9077499	232	.090119612	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.1213
				Adj R-squared	=	0.1175
Total	23.7941649	233	.102120879	Root MSE	=	.3002

lnpiib	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
time	.0016442	.0002905	5.66	0.000	.0010718 .0022166
_cons	4.742175	.0393754	120.43	0.000	4.664596 4.819754

reg dexp time

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	233
Model	.010290189	1	.010290189	F(1, 231)	=	0.00
Residual	567.217624	231	2.45548755	Prob > F	=	0.9484
				R-squared	=	0.0000
				Adj R-squared	=	-0.0043
Total	567.227914	232	2.4449479	Root MSE	=	1.567

dexp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
time	.0000988	.0015263	0.06	0.948	-.0029084 .003106
_cons	.0159764	.2073024	0.08	0.939	-.3924687 .4244215

. reg dlncamb time

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	233
Model	.000146696	1	.000146696	F(1, 231)	=	0.10
Residual	.342522734	231	.001482782	Prob > F	=	0.7534
				R-squared	=	0.0004
				Adj R-squared	=	-0.0039
Total	.34266943	232	.001477023	Root MSE	=	.03851

dlncamb	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
time	.0000118	.0000375	0.31	0.753	-.0000621 .0000857
_cons	-.001036	.0050942	-0.20	0.839	-.0110729 .009001

. reg dgdp time

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	233
Model	.000159424	1	.000159424	F(1, 231)	=	0.81
Residual	.045629757	231	.000197531	Prob > F	=	0.3699
				R-squared	=	0.0035
				Adj R-squared	=	-0.0008
Total	.045789181	232	.000197367	Root MSE	=	.01405

dgdp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
time	-.0000123	.0000137	-0.90	0.370	-.0000393 .0000147
_cons	.0037326	.0018593	2.01	0.046	.0000692 .007396

. reg dpib time

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	233
Model	4.6729e-06	1	4.6729e-06	F(1, 231)	=	0.00
Residual	.721033595	231	.003121358	Prob > F	=	0.9692
				R-squared	=	0.0000
				Adj R-squared	=	-0.0043
Total	.721038268	232	.003107924	Root MSE	=	.05587

dpib	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
time	-2.11e-06	.0000544	-0.04	0.969	-.0001093 .0001051
_cons	-.0017792	.0073911	-0.24	0.810	-.0163417 .0127833

APÊNDICE B – OUTPUTS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

. dfuller ExportaçõesLíquidasemBilhõesUS, trend lags(3)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 230

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.429	-3.997	-3.433	-3.133

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0476

. dfuller Incamb, trend lags(2)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 231

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.684	-3.996	-3.433	-3.133

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.7579

. dfuller lngdp, trend lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 231

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.463	-3.996	-3.432	-3.132

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.3467

. dfuller lnpiib, trend lags(2)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 231

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.379	-3.996	-3.433	-3.133

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8671

. dfuller dexp, lags(2)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 230

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-10.570	-3.467	-2.881	-2.571

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

. dfuller dlncamb, lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 231

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-9.972	-3.466	-2.881	-2.571

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

. dfuller dgdp, lags(0)

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 231

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-18.561	-3.466	-2.881	-2.571

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

. dfuller dpib, lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 231

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-10.094	-3.466	-2.881	-2.571

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

. kpss ExportaçõesLíquidasembilhõesUS

. kpss lncamb

KPSS test for ExportaçõesLíquidasembilhõesUS

KPSS test for lncamb

Maxlag = 14 chosen by Schwert criterion
Autocovariances weighted by Bartlett kernel

Maxlag = 14 chosen by Schwert criterion
Autocovariances weighted by Bartlett kernel

Critical values for H0: ExportaçõesLíquidasembilhõesUS is trend stationa

10%: 0.119 5% : 0.146 2.5%: 0.176 1% : 0.216 10%: 0.119 5% : 0.146 2.5%: 0.176 1% : 0.216

Lag order	Test statistic
0	1.39
1	.832
2	.597
3	.47
4	.395
5	.344
6	.306
7	.276
8	.253
9	.232
10	.215
11	.2
12	.187
13	.175
14	.165

Lag order	Test statistic
0	2.92
1	1.49
2	1.01
3	.765
4	.621
5	.525
6	.457
7	.406
8	.367
9	.335
10	.309
11	.287
12	.269
13	.253
14	.239

. kpsg lngdp

KPSS test for lngdp

Maxlag = 14 chosen by Schwert criterion
Autocovariances weighted by Bartlett kernel

Critical values for H0: lngdp is trend stationary

10%: 0.119 5% : 0.146 2.5%: 0.176 1% : 0.216

Lag order	Test statistic
0	2.82
1	1.47
2	1.01
3	.768
4	.626
5	.532
6	.464
7	.413
8	.374
9	.342
10	.316
11	.295
12	.276
13	.261
14	.247

. kpsg lnpiib

KPSS test for lnpiib

Maxlag = 14 chosen by Schwert criterion
Autocovariances weighted by Bartlett kernel

Critical values for H0: lnpiib is trend stationary

10%: 0.119 5% : 0.146 2.5%: 0.176 1% : 0.216

Lag order	Test statistic
0	2.86
1	1.45
2	.976
3	.739
4	.597
5	.503
6	.436
7	.385
8	.346
9	.315
10	.289
11	.268
12	.25
13	.234
14	.221

. kpsg dexpp

KPSS test for dexpp

Maxlag = 14 chosen by Schwert criterion
Autocovariances weighted by Bartlett kernel

Critical values for H0: dexpp is trend stationary

10%: 0.119 5% : 0.146 2.5%: 0.176 1% : 0.216

Lag order	Test statistic
0	.00908
1	.0172
2	.0233
3	.0233
4	.0267
5	.0338
6	.0367
7	.0419
8	.056
9	.0601
10	.0667
11	.108
12	.0734
13	.0733
14	.0727

. kpsg dc

KPSS test for dc

Maxlag = 14 chosen by Schwert criterion
Autocovariances weighted by Bartlett kernel

Critical values for H0: dc is trend stationary

10%: 0.119 5% : 0.146 2.5%: 0.176 1% : 0.216

Lag order	Test statistic
0	.13
1	.102
2	.0955
3	.0918
4	.0888
5	.0865
6	.0859
7	.0872
8	.0895
9	.0921
10	.0956
11	.1
12	.105
13	.109
14	.112

. kpsd dgdg

. kpsd dlnpib

KPSS test for dgdg

KPSS test for dlnpib

Maxlag = 14 chosen by Schwert criterion
Autocovariances weighted by Bartlett kernel

Maxlag = 14 chosen by Schwert criterion
Autocovariances weighted by Bartlett kernel

Critical values for H0: dgdg is trend stationary Critical values for H0: dlnpib is trend stationary

10%: 0.119 5% : 0.146 2.5%: 0.176 1% : 0.216 10%: 0.119 5% : 0.146 2.5%: 0.176 1% : 0.216

Lag order	Test statistic
0	.0192
1	.0241
2	.0353
3	.0312
4	.0329
5	.0384
6	.0364
7	.0375
8	.0415
9	.0399
10	.0409
11	.0443
12	.0453
13	.0464
14	.0477

Lag order	Test statistic
0	.209
1	.178
2	.171
3	.164
4	.155
5	.147
6	.147
7	.147
8	.148
9	.15
10	.156
11	.162
12	.162
13	.163
14	.164

APÊNDICE C – OUTPUT DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO

```
. vecrank ExportaçõesLíquidasbilhõesUS lncamb lngdp lnpib
```

```
Johansen tests for cointegration
```

```
Trend: constant                      Number of obs =    232
Sample: 1999m3 - 2018m6                Lags =            2
```

				5%	
maximum			trace	critical	
rank	parms	LL	eigenvalue	statistic	value
0	20	1158.8062	.	89.8212	47.21
1	27	1183.8222	0.19399	39.7893	29.68
2	32	1200.1636	0.13140	7.1065*	15.41
3	35	1202.4568	0.01957	2.5201	3.76
4	36	1203.7168	0.01080		

APÊNDICE D – OUTPUTS DAS ESTIMATIVAS DE DDI

Modelo 34: MQ2E, usando as observações 2000:01-2018:06 (T = 222)

Variável dependente: exportaAAes

Instrumentado: l_cambio l_PIB l_GDP exportaAAes_1

Instrumentos: const l_cambio_1 l_cambio_2 l_cambio_3 l_cambio_4
l_cambio_5 l_cambio_6 l_cambio_7 l_cambio_8 l_cambio_9 l_cambio_10
l_cambio_11 l_cambio_12 exportaAAes_2

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	102,424	46,0514	2,224	0,0272	**
l_cambio	-19,0149	6,97596	-2,726	0,0069	***
l_PIB	-14,3069	5,10552	-2,802	0,0055	***
l_GDP	7,23770	3,36184	2,153	0,0324	**
exportaAAes_1	0,156294	0,295094	0,5296	0,5969	
Média var. dependente	2,196351	D.P. var. dependente	2,043925		
Soma resid. quadrados	700,4050	E.P. da regressão	1,796573		
R-quadrado	0,417057	R-quadrado ajustado	0,406311		
F(4, 217)	34,75688	P-valor(F)	2,03e-22		
ró	0,406930	Durbin-Watson	1,180587		

Modelo 26: MQ2E, usando as observações 2000:01-2018:06 (T = 222)

Variável dependente: exportaAAes

Instrumentado: l_cambio l_PIB l_GDP exportaAAes_1

Instrumentos: const l_cambio_1 l_cambio_2 l_cambio_3 l_cambio_4
l_cambio_5 l_cambio_6 l_cambio_7 l_cambio_8 l_cambio_9 l_cambio_10
l_cambio_11 l_cambio_12 exportaAAes_2

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	140,042	71,7949	1,951	0,0524	*
l_cambio	-14,5933	9,79128	-1,490	0,1376	
l_cambio_1	-10,0292	13,2075	-0,7594	0,4485	
l_PIB	-18,3274	7,82460	-2,342	0,0201	**
l_GDP	8,38687	4,08426	2,053	0,0412	**
exportaAAes_1	-0,0314910	0,414772	-0,07592	0,9396	
Média var. dependente	2,196351	D.P. var. dependente	2,043925		
Soma resid. quadrados	887,7248	E.P. da regressão	2,027273		
R-quadrado	0,357088	R-quadrado ajustado	0,342206		
F(5, 216)	21,95246	P-valor(F)	9,22e-18		
ró	0,574292	Durbin-Watson	0,843002		

APÊNDICE E – OUTPUT DO TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

. vargranger

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
ExportaçõesLíqu~S	lncamb	19.326	2	0.000
ExportaçõesLíqu~S	lngdp	.83784	2	0.658
ExportaçõesLíqu~S	lnpib	26.246	2	0.000
ExportaçõesLíqu~S	ALL	38.024	6	0.000
lncamb	ExportaçõesLíqu~S	.64479	2	0.724
lncamb	lngdp	9.6792	2	0.008
lncamb	lnpib	3.1803	2	0.204
lncamb	ALL	14.121	6	0.028
lngdp	ExportaçõesLíqu~S	1.4135	2	0.493
lngdp	lncamb	2.011	2	0.366
lngdp	lnpib	1.257	2	0.533
lngdp	ALL	3.5434	6	0.738
lnpib	ExportaçõesLíqu~S	1.4031	2	0.496
lnpib	lncamb	24.491	2	0.000
lnpib	lngdp	12.045	2	0.002
lnpib	ALL	29.716	6	0.000