

# **O Real é uma Moeda Commodity e Financeira? Determinantes da Dinâmica da Taxa de Câmbio Brasileira pós-RMI e Breves Comentários sobre a Doença Holandesa no Brasil**

André Mellini<sup>1</sup>

Área 1: Macroeconomia, política econômica e financiamento do desenvolvimento

## **Resumo**

Este artigo analisa quais fatores influenciaram a dinâmica da taxa de câmbio real efetiva brasileira após a adoção do Regime de Metas de Inflação. As exportações brasileiras ao longo da história são compostas majoritariamente por produtos agrícolas e minerais de baixo de valor agregado, tornando a moeda nacional volátil às oscilações de preço desses produtos e, após a adoção do câmbio flutuante e livre mobilidade de capitais, também volátil ao humor do mercado externo. A instabilidade da taxa de câmbio acaba por inviabilizar ora o crescimento industrial, ao tirar competitividade do setor industrial exportador e favorecer as importações, ora o controle da inflação, ao desvalorizar abruptamente, forçando, pelo RMI, o banco central a adotar política monetária restritiva antes que o pleno emprego seja atingido.

Os termos de troca e o risco país são os fatores fundamentais na determinação da taxa e da dinâmica do real no período analisado. Com isso, uma política econômica consistente com a diversificação da pauta exportadora pode reduzir a instabilidade cambial e sua tendência à apreciação cíclica, permitindo o desenvolvimento permanente de uma indústria competitiva e uma estrutura produtiva mais diversificada.

**Palavras-Chave:** Termos de Troca; Taxa de Câmbio; Doença Holandesa.

## **Abstract**

This paper analyzes which factors influenced the dynamic of the real exchange rate in Brazil after the adoption of Inflation Targeting. Brazilian exports throughout history are composed mainly by agricultural and mineral products of low value added, making the national currency volatile to the price oscillations of these products and, after the adoption of floating exchange rate and free capital mobility, also volatile to humor of the external market. Exchange rate instability eventually impedes industrial growth by curtailing the competitiveness of the exporting industrial sector and favoring imports, and in another period preclude the control of inflation, by abruptly devaluing, forcing the central bank to adopt restrictive monetary policy before full employment is achieved.

The terms of trade and country risk are the key factors in determining the rate and dynamics of the Brazilian currency in the period analyzed. Thus, an economic policy consistent with the diversification of exports can reduce exchange rate instability and its tendency towards cyclical appreciation, allowing the permanent development of a competitive industry and a more diversified productive structure.

**Keywords:** Terms of Trade; Exchange rate; Dutch Disease.

---

<sup>1</sup> Aluno de mestrado do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Uberlândia (PPGE/UFU) e bolsista CAPES.

## 1. Introdução

Países que são grandes produtores de commodities tendem a depender desses bens em suas pautas de exportação e geração de renda. Há ampla literatura que relaciona o preço das matérias primas exportadas com a cotação de suas moedas, por isso são chamadas de moedas commodities. Elas respondem no longo prazo aos termos de troca, que são definidas como a razão de preços das commodities exportadas e os preços das importações. Isso ocorre porque a valorização das commodities exportadas (em relação ao preço dos bens importados) amplia a renda e a riqueza desses países, causando apreciação da taxa de câmbio real (Coudert, Couharde e Mignon, 2015).

Entretanto, com a abertura da conta de capital, o efeito da valorização das commodities sobre a taxa de câmbio passa a ser sentido no curto prazo, pois os agentes começam a apostar nas moedas commodities imediatamente (Chen e Rogoff, 2003 e Clements e Fry, 2007 apud Coudert, Couharde e Mignon, 2015).

O presente artigo busca verificar se as evidências encontradas por outros autores, de que países dependentes das exportações de commodities tendem a ter suas moedas correlacionadas negativamente aos preços desses produtos, se verifica no Brasil após a adoção do câmbio flexível, que praticamente acompanhou a adoção do Regime de Metas de Inflação (RMI). Para isso, são estimados MQO e GMM utilizando como variável dependente a variação da taxa de câmbio real efetiva acumulada nos doze meses anteriores e, como variáveis independentes, além da variação dos termos de troca, a variação do risco país, do déficit público, dos juros esperados no Brasil e nos Estados Unidos, uma *dummy* para déficit externo acima de 4% do PIB e também a variação do déficit público em relação ao PIB. A associação entre variação dos termos de troca e variação da taxa de câmbio é bastante significativa. Isso coloca em evidência a importância de se administrar o câmbio para evitar movimentos bruscos e sobre valorização, além de políticas que viabilizem a diversificação da pauta exportadora para reduzir a dependência brasileira de setores com preços tão voláteis.

Sendo o Brasil um país dependente dos preços dos produtos primários para a determinação de sua taxa de câmbio e o câmbio uma variável fundamental para o desempenho macroeconômico, é importante revisitar a teoria dos efeitos perversos que essa variável pode ter na economia. Rever também as alternativas propostas para evitar que as commodities apreciem em demasia a moeda doméstica também é de suma importância para se obter alternativas de políticas, visando mitigar os efeitos negativos da valorização da moeda. Dentre os efeitos negativos cabe destacar a perda de competitividade de setores mais complexos, sobretudo da indústria de transformação, e aumento da propensão a importar, que tende a ampliar o déficit externo, causando assim aumento da dívida externa e, com isso, maior dependência de fluxo de capital para fechar o balanço de pagamentos.

Este artigo está organizado com esta introdução, uma breve revisão da literatura sobre a influência dos termos de troca na taxa de câmbio na seção 2, a apresentação das variáveis na primeira subseção e a estimação dos modelos e seus resultados na segunda subseção da parte 3 e uma discussão sobre como o câmbio pode prejudicar a economia do país e as propostas para minimizar a doença holandesa, na parte 4. Por fim, a seção 5 apresenta as considerações finais.

## 2. Revisão da Literatura

Veríssimo e Xavier (2013) analisaram o período de 1999 a 2010 para a economia brasileira e verificaram a existência de doença holandesa no país, concluindo que a “análise empírica apontou algumas evidências favoráveis à hipótese de doença holandesa no Brasil naquele período em termos de uma importância expressiva dos fluxos de exportação de commodities para a explicação do comportamento da taxa de câmbio real”.

A doença holandesa, conforme definida por Bresser-Pereira (2007), é “a sobreapreciação crônica da taxa de câmbio causada pela abundância de recursos naturais e humanos baratos, compatíveis com uma taxa de câmbio inferior [mais apreciada] àquela que viabilizaria as demais indústrias de bens comercializáveis”. Assim, houve apreciação da taxa de câmbio em decorrência da valorização das commodities que compõem a pauta exportadora brasileira, prejudicando o desenvolvimento de outros setores.

Antes mesmo da crise de 2008 afetar o Brasil, Bresser-Pereira e Marconi (2008) já vinham alertando para o acometimento da doença holandesa. Entre os fatores ressaltados estão incluídos a apreciação cambial entre 2003 e 2008, o aumento mais forte das exportações de commodities do que de bens industriais (tanto em preço quanto em quantidade) e a falta de sensibilidade das exportações agrícolas em relação à taxa de câmbio e a alta quando se trata de bens industriais, indicando que o câmbio apreciado dificulta o desenvolvimento industrial.

Coudert, Couharde e Mignon (2015) estimaram o efeito dos termos de troca na determinação da taxa de câmbio real para 68 países exportadores de commodities entre 1980 e 2012. Os resultados confirmaram a existência de uma relação positiva entre as variáveis (valorização dos termos de troca e da taxa de câmbio) para países desenvolvidos, de renda média e de baixa renda no longo prazo. Entretanto, ressaltam que no curto prazo essa relação é presente apenas nos países desenvolvidos, pois os países em desenvolvimento atrelam suas moedas ou adotam políticas visando estabilizá-las para mitigar o efeito das oscilações dos termos de troca de curto prazo.

Já segundo o trabalho do Banco Central do Brasil [BACEN] (2009), “os efeitos de choques nos termos de troca sobre a taxa de câmbio real não seguem, necessariamente, a relação inversa sugerida pela teoria econômica”. Isso ocorre porque a:

deterioração nos termos de troca gera efeito renda negativo, reduzindo a renda real, o que resulta em menor demanda por bens não comercializáveis e, para o restabelecimento do equilíbrio, recuo no preço desses bens, levando, portanto, a uma depreciação da taxa de câmbio real. Por outro lado, o mesmo recuo nos termos de troca também pode produzir efeito substituição no consumo de bens e gerar aumento na demanda por produtos não comercializáveis, levando a incremento nos preços e, dessa forma, apreciando a taxa de câmbio real. Portanto, esses possíveis resultados dificultam a determinação, a priori, do impacto da retração nos termos de troca sobre o comportamento da taxa de câmbio real, apesar de a literatura sugerir que os termos de troca afetam a taxa de câmbio real principalmente por meio do efeito renda. (BACEN, 2009. p. 94 e 95).

Para o BACEN (2009), a melhora dos termos de troca entre 1996 e 2009 para o Brasil se deu principalmente em relação à Ásia e deveu-se à entrada da China na Organização Mundial do Comércio (OMC). Com isso, o país asiático ampliou sua demanda por matérias primas brasileiras, pressionando os preços para cima, ao mesmo tempo em que ofertava bens industriais intensivos em mão de obra de baixo custo, que puxava os preços industriais para baixo. Assim, a conjugação de excesso de demanda por bens primários (exportações brasileiras) com sobre oferta de bens industriais asiáticos (que o Brasil importa) fez os termos de troca melhorarem para o Brasil. Já em relação a América Latina, Estados Unidos e União Europeia, a trajetória dos termos é alterada com mais frequência, sendo a melhora menos nítida, já que para esses mercados o Brasil exporta também manufaturados, enquanto que para a Ásia as commodities predominam por larga margem. Ou seja, a melhora dos termos de troca depende das relações bilaterais

entre as pautas de exportação e importação, sendo importante realizar análises desagregadas por regiões e grupo de produtos.

Gauthier e Tessier (2002) afirmam que choques nos preços das commodities tendem a ser um determinante importante dos movimentos da taxa de câmbio no curto e médio prazo, mas são os choques de oferta que possuem impacto significativo no longo prazo. Neste trabalho, o que predominou como determinante da taxa de câmbio real canadense de longo prazo foi atribuído às diferenças no crescimento de produtividade em relação aos Estados Unidos.

Veríssimo, Xavier e Vieira (2012) buscam verificar se os sintomas da doença holandesa no Brasil entre 1995 e 2009 possuem relação com o preço internacional das matérias primas. Para tal, analisam a relação entre taxa de câmbio real brasileira e termos de troca no período. Os autores concluem que é preciso cautela ao afirmar que o real é uma moeda commodity (moeda cuja cotação depende fortemente dos termos de troca entre as matérias primas exportadas e os bens importados), pois durante o período analisado não foi possível chegar a tal conclusão. Porém, no subperíodo 2003-2009 as evidências são mais robustas. Cabe ressaltar que o trabalho incluiu o período 1995-1998, no qual o câmbio era fortemente administrado pelo governo, e 1999, ano de correção abrupta da taxa de câmbio, que podem ter contribuído para a baixa associação entre as variáveis.

Do exposto acima, embora haja fundamentação teórica para justificar a taxa de câmbio real se valorizar com o aumento no preço das matérias primas, também há análises empíricas sugerindo o contrário, que geraram explicações teóricas para isso. Alguns autores encontram evidências de correlação entre as variáveis, já outros são mais cautelosos e defendem que não é possível afirmar categoricamente tal fato.

### 3. O Modelo

Para buscar captar a relação da variação da taxa de câmbio real efetiva com outras variáveis, com ênfase na variação dos termos de troca, serão estimados os parâmetros através dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e, devido a possibilidade de endogeneidade, o modelo GMM (Generalized Method of Moments, ou Método dos Momentos Generalizados) com variáveis instrumentais (IVs).

A equação que representa o modelo estimado é:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Para  $t = 1, 2, \dots, N$ ;  $N$  é o número de períodos, em meses;  $\alpha$  é a constante,  $\beta$  é o vetor de parâmetros a serem estimados,  $X_t$  é o vetor de regressores e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro. O conjunto de regressores  $X_t$  utilizados são detalhados na subseção abaixo.

O período analisado vai de setembro de 2000 a abril de 2017, pois uma das variáveis (Swap DI pré de 360 dias, que será apresentado depois) só está disponível a partir de setembro de 1999 e, portanto, a variação em um ano dela só pode ser obtida a partir de setembro de 2000. Além disso, a partir desse período o RMI está estabelecido e a instabilidade cambial da troca do câmbio fixo para o flutuante já foi corrigida.

#### 3.1 As Variáveis

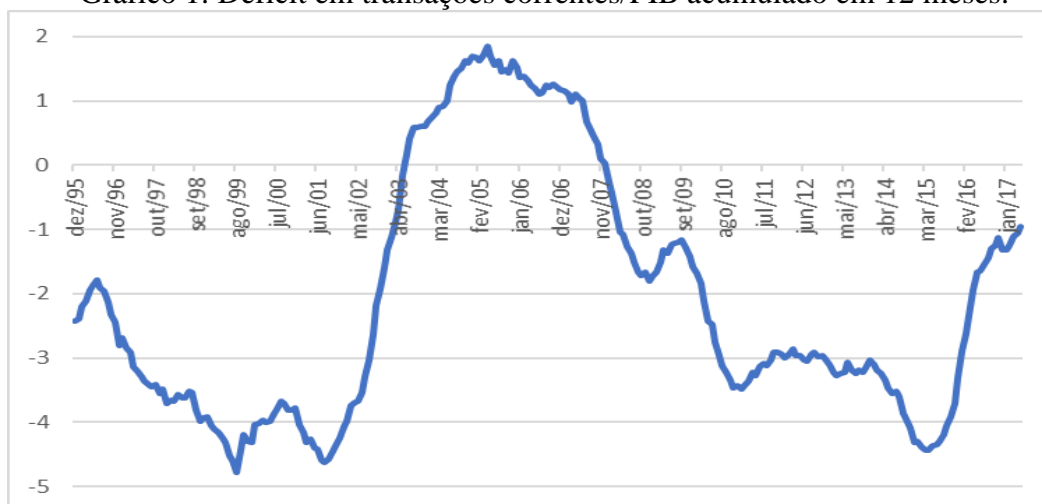
Para estimar os fatores responsáveis pela variação da taxa de câmbio real efetiva (varcambio) acumulada em doze meses, deflacionada pelo IPCA e ponderada pelo peso dos principais parceiros comerciais do Brasil, são utilizadas, basicamente, cinco variáveis. O índice da taxa de câmbio real é calculado pelo BACEN e está disponível no SGS (Sistema Gerenciador de Séries Temporais) da própria instituição. Aqui, aumento do índice da taxa de câmbio significa desvalorização cambial, enquanto queda é apreciação, então variações positivas equivalem a desvalorização da moeda brasileira.

A variável cujo enfoque é dado nesse presente trabalho, a variação nos termos de troca (varToT) acumulada em doze meses, foi calculada pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex) e está disponível no Ipeadata. Com essa série de dados foi utilizada a variação do índice em relação ao mesmo mês do ano anterior, já que o presente trabalho visa captar a influência das variáveis na dinâmica da taxa de câmbio. Nessa série de dados, o numerador é o preço das exportações e o denominador o das importações, fazendo com que variações positivas no índice indiquem melhora nos termos de troca para o Brasil. Como já citado, a influência dessa variável, ao menos nas oscilações da taxa de câmbio de curto prazo, já foi verificada no Canadá (Gauthier e Tessier, 2002) e, de modo geral, em 68 países que exportam majoritariamente commodities (embora em muitos apenas no longo prazo, já que há intervenções no mercado cambial), devido ao efeito na renda e riqueza desses países, além da expectativa futura de variação cambial que os termos de troca trazem e os mercados financeiros globalizados fazem acontecer no curto prazo (Coudert, Couharde e Mignon, 2015).

Outra variável utilizada é a variação do EMBI+, Emerging Market Bond Index (varembi), calculado pelo banco JP Morgan e retirados do Ipeadata. Com ele busca-se captar a variação do risco das aplicações financeiras feitas no mercado brasileiro e, com isso, uma *proxy* para o fluxo de capital. Para esta série também foi utilizada a variação do índice verificado no último dia útil de cada mês acumulado em doze meses. Espera-se que países com risco crescente (e, portanto, com este índice crescente) desvalorize sua moeda devido a saída de capitais. No trabalho realizado por Deus (2015), analisando a relação entre fluxos financeiros e taxa de câmbio no Brasil entre 2003 e 2013, o EMBI+ foi uma das variáveis utilizadas e a conclusão do artigo é de associação entre ela e a taxa de câmbio. Se a hipótese de que o EMBI+ mensura adequadamente o fluxo de capital de curto prazo para a economia brasileira for válida e esta variável influencia a taxa de câmbio, espera-se correlação positiva entre as variáveis (associação positiva entre varcambio e varembi).

A terceira variável explicativa utilizada é uma *dummy* (tcmenos4) que assume valor um para quando o déficit em transações correntes acumulado em doze meses está acima de quatro por cento do PIB. Os dados utilizados para elaborar esta variável também são calculados pelo BACEN e está disponível no SGS da instituição. As crises cambiais e desvalorizações abruptas do real tenderam a acontecer quando o déficit externo passou a cifra mencionada (1999, 2001-02 e 2014-15), indicando um limite à capacidade de o país atrair capital para fechar o balanço de pagamentos, forçando o ajuste externo.

Gráfico 1: Déficit em transações correntes/PIB acumulado em 12 meses.



Fonte: BACEN.

Para mensurar a oscilação da taxa de juros esperada, que pode afetar a taxa de câmbio hoje, é utilizada a variação em pontos percentuais do swap DI pré-fixado de 360 dias (varswapdipre360) para o Brasil (em relação ao esperado um ano antes) e a variação esperada da taxa de juros dos títulos de um ano (varus1ybond) dos Estados Unidos, também em pontos percentuais e em relação a um ano antes. Espera-se que variação positiva da taxa de juros esperada valorize o câmbio real brasileiro no período atual, enquanto que o aumento dos juros americanos esperado o desvalorize. A ideia é que se hoje espera-se que os juros sejam mais alto nos próximos doze meses do que se esperava para os doze meses atual, o câmbio atual é mais valorizado do que há um ano. Isso decorre do fato de a taxa de juros atrair capital externo. Sendo assim, aumento do juro interno esperado traz capitais estrangeiros para o Brasil, enquanto aumento dos juros dos Estados Unidos atrai capital para lá.

A taxa de juros e sua variação estão em valor nominal, pois conforme Haight (2007-2008, apud Lavoie, 2014), alterações das taxas de juros nominais são o suficiente para afetar o desempenho econômico, já que no caso dos Estados Unidos as taxas de juros impactam principalmente o custo do financiamento imobiliário e as famílias se preocupam com a relação pagamento mensal e renda mensal, que depende da taxa nominal de juros. Assim, o aumento dos juros nos Estados Unidos em valor nominal é suficiente para que o banco central atinja seus objetivos, então essa variável afetará tanto a economia real quanto as variáveis financeiras. Além disso, especuladores se preocupam com o retorno nominal das diferentes possibilidades de aplicação, e só posteriormente transformam o resultado em valor real, sendo este um resultado *ex-post*.

Por fim, o déficit nominal e primário, ou necessidade de financiamento do governo federal e do banco central (nfgfbcn e nfgfbcp), também são utilizados (uma de cada vez para que não haja multicolinearidade). Essa variável está medida pela variação acumulada em doze meses em relação ao PIB. Este dado é calculado através do disponibilizado pelo BACEN, no SGS. É esperado que quanto maior o aumento da necessidade de financiamento do setor público, maior a desvalorização cambial. O déficit público amplia a demanda agregada, estimulando a economia doméstica (ao menos no curto prazo) e, com isso, a absorção doméstica, ampliando as importações e diminuindo a disponibilidade de moeda estrangeira, o que tende a aumentar seu preço. Além disso, quanto maior o déficit, mais a dívida pública cresce, o que pode levar a fuga de capital e aumentar o risco país. Por outro lado, o aumento do déficit público pode fazer o banco central ampliar os juros, atraindo capital e valorizando o câmbio. Sendo assim, o impacto da alteração do saldo fiscal em relação ao PIB pode ter efeitos mistos. Não foi utilizada a necessidade de financiamento do setor público consolidado por este dado não estar disponível antes de dezembro de 2001.

Todas as variáveis acima passaram no teste de estacionariedade em ao menos quatro de oito testes a 10% de confiança realizados e reportados no apêndice.

O saldo em transações correntes (tcy) e a variação do saldo em relação ao PIB (vartcy) não foram incluídos nos modelos por terem raiz unitária na maioria dos testes (o primeiro, em sete de oito testes e o segundo, em seis de oito, cujo resultados aparecem no apêndice). O resultado em transações correntes também pode ter efeito ambíguo na variação da taxa de câmbio. Por um lado, espera-se que déficits em conta corrente levem a desvalorização cambial, já que isso leva a queda da disponibilidade de moeda estrangeira, aumentando seu preço. Além disso, déficits externos aumentam a dívida externa, o que pode aumentar o risco de aplicar no país e levar à fuga de capitais, forçando a desvalorização cambial para corrigir esse desequilíbrio através de aumento das exportações e queda das importações. Por outro lado, a apreciação da taxa de câmbio pode levar a um

aumento do déficit externo, indicando associação positiva entre as variáveis (queda da taxa de câmbio ocorrendo simultaneamente à deterioração no balanço de pagamentos).

Quadro 1: Descrição da base de dados.

Variável	Descrição	Sinal Esperado do Coeficiente Estimado	Órgão Elaborador	Retirado de
varcambio	Varição (em p.p) acumulada em doze meses da taxa real de câmbio efetiva ponderada pelos principais parceiros comerciais do Brasil e deflacionada pelo IPCA (aumento significa desvalorização cambial).	-	Banco Central do Brasil (BACEN)	Sistema Gerenciador de Séries Temporais do BACEN
varToT	Varição (em p.p) acumulada em doze meses do índice de Termos de Troca do Brasil (aumento indica melhora).	Negativo	Banco Central do Brasil (BACEN)	Sistema Gerenciador de Séries Temporais do BACEN
varembi	Varição (em p.p) acumulada em doze meses do Emerging Market Bond Index (EMBI+)	Positivo	JP Morgan	Ipeadata
TCmenos4	Dummy para déficit em transações corrente acumulado em 12 meses acima de 4% do PIB	Positivo	Banco Central do Brasil (BACEN)	Sistema Gerenciador de Séries Temporais do BACEN
varswapdipre360	Varição (em p.p ao ano) da taxa de básica de juros nominal do Brasil esperada para os próximos 12 meses em relação a um ano antes.	Negativo	BM&F Bovespa	Ipeadata
varus1ybond	Varição (em p.p ao ano) da taxa de básica de juros nominal dos EUA esperada para os próximos 12 meses em relação a um ano antes.	Positivo	Board of Governors of the Federal Reserve System	Fred
varnfgbcn	Varição (em p.p em relação ao PIB) da necessidade de financiamento total do governo federal e banco central acumulado em doze meses em relação ao PIB. Ou seja, a variação do déficit nominal do governo federal e banco central em relação ao PIB	Ambiguo	Banco Central do Brasil (BACEN)	Sistema Gerenciador de Séries Temporais do BACEN
varnfgbcp	Varição (em p.p em relação ao PIB) da necessidade de financiamento primário do governo federal e banco central acumulado em doze meses em relação ao PIB. Ou seja, a variação do déficit primário do governo federal e banco central em relação ao PIB	Ambiguo	Banco Central do Brasil (BACEN)	Sistema Gerenciador de Séries Temporais do BACEN

Fonte: Elaboração do autor.

### 3.2 Resultados

Analisando a estatística descritiva da série na Tabela 1 abaixo, é possível verificar várias discrepâncias.

Tabela 1: Estatística Descritiva.

	varcambio	varToT	varembi	tcmenos4	varswapdipre360	varus1ybond	varnfgbcn	varnfgbcp
Média	1,08	1,21	3,49	0,12	-0,55	-0,31	0,33	0,28
Mediana	-0,94	0,37	-6,71	0,00	-0,12	-0,06	0,08	0,20
Máximo	44,98	20,89	168,86	1,00	9,57	2,11	4,70	2,81
Mínimo	-25,49	-13,40	-70,86	0,00	-14,38	-3,91	-2,87	-1,81
Desvio-padrão	16,25	7,20	42,89	0,33	4,22	1,24	1,65	0,84
Observações	200	200	200	200	200	200	200	200

Fonte: Elaboração do autor.

Embora a média e mediana da taxa de câmbio real efetiva não serem muito discrepantes, pelo valor de máximo, mínimo e desvio-padrão verificamos que as oscilações foram frequentes e bastante acentuadas durante o período, assim como a variação dos termos de troca, risco-país, juros esperados (tanto no Brasil quanto nos Estados Unidos) e variação do déficit público. É interessante ressaltar que o Brasil é tido como um país protecionista, sendo o número 136 de 180 países (Miller e Kim, 2017) em liberdade comercial, com alíquota média ponderada de imposto de importação de 7,8%, mas o



desvio padrão anual da taxa de câmbio real efetiva entre setembro de 2000 e abril de 2017 é de 16,25 pontos percentuais. A taxa de câmbio e sua variação podem mais do que compensar as medidas tributárias adotadas no comércio exterior.

A estimação por meio de MQO fica comprometida pela violação de duas hipóteses: autocorrelação e homocedasticidade (resultados no anexo). Para tratar esses problemas simultaneamente, o estimador utilizado é o HAC, desenvolvido por Newey e West (1987). Além deste, é utilizado o GMM com inferência robusta (White, 1980) e GMM com estimador HAC. Nos GMMs os instrumentos são as próprias variáveis dependentes defasadas (de um a quatro períodos).

Tabela 2: Estimações MQO – HAC (Newey-West).

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
	Coefficiente (Erro Padrão)	Coefficiente (Erro Padrão)	Coefficiente (Erro Padrão)
C	0,683772 (1,825741)	1,03973 (1,867173)	1,147832 (1,952926)
varToT	-0,824018 *** (0,185439)	-0,934135 *** (0,200239)	-0,891928 *** (0,182975)
varembi	0,128199 *** (0,03605)	0,139085 *** (0,03439)	0,138243 *** (0,035104)
TCmenos4	7,913857 (5,100435)	9,967995 ** (4,91043)	9,258791 * (4,731265)
varswapdipre360	0,664232 (0,418961)	0,462433 (0,424985)	0,51888 (0,386275)
varuslybond	-1,152693 (1,627435)	-0,538551 (1,602114)	-0,841254 (1,650035)
varnfgfbcn	- -	-1,290683 (0,797075)	- -
varnfgfbcp	- -	- -	-1,998018 * (1,172863)
R <sup>2</sup>	0,615079	0,644612	0,642236
R <sup>2</sup> ajustado	0,607183	0,633564	0,631113

Nota: os símbolos \*, \*\* e \*\*\* representam coeficientes significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte: Elaboração do autor.

Tabela 3: Estimações GMM – White e HAC.

Variável	Estimações GMM - White			Estimações GMM - HAC (Newey-West)		
	Modelo 4 Coefficiente (Erro Padrão)	Modelo 5 Coefficiente (Erro Padrão)	Modelo 6 Coefficiente (Erro Padrão)	Modelo 7 Coefficiente (Erro Padrão)	Modelo 8 Coefficiente (Erro Padrão)	Modelo 9 Coefficiente (Erro Padrão)
C	1,572945 (2,102813)	3,128261 ** (1,559995)	3,363751 ** (1,772492)	1,572945 (1,754050)	3,128261 * (1,653207)	3,363751 ** (1,579324)
varToT	-0,741269 ** (0,290986)	-0,860732 *** (0,222261)	-0,857399 *** (0,206861)	-0,741269 *** (0,232174)	-0,860732 *** (0,202183)	-0,857399 *** (0,179379)
varembi	0,184305 *** (0,051398)	0,180251 *** (0,048945)	0,184062 *** (0,048799)	0,184305 *** (0,040897)	0,180251 *** (0,038338)	0,184062 *** (0,041085)
TCmenos4	4,818502 (14,66398)	5,183173 (12,23260)	0,488631 (11,71626)	4,818502 (11,03510)	5,183173 (7,863998)	0,488631 (7,595786)
varswapdipre360	0,489635 (0,539625)	0,552905 (0,556606)	0,616767 (0,526387)	0,489635 (0,433189)	0,552905 (0,429267)	0,616767 (0,419917)
varuslybond	-0,524682 (1,384932)	1,083888 (1,590616)	0,046432 (1,489093)	-0,524682 (1,404000)	1,083888 (1,382408)	0,046432 (1,547790)
varnfgfbcn	- -	-1,360174 (1,077841)	- -	- -	-1,360174 (0,937635)	- -
varnfgfbcp	- -	- -	-1,871868 (1,441328)	- -	- -	-1,871868 (1,405625)
R <sup>2</sup>	0,615344	0,612348	0,595144	0,615344	0,612348	0,595144
R <sup>2</sup> ajustado	0,605221	0,600041	0,582291	0,605221	0,600041	0,582291
J-estatístico	9,221187	15,4318	13,38902	9,221187	15,4318	13,38902
Prob(J-estatístico)	0,601484	0,349289	0,496146	0,601484	0,349289	0,496146

Nota: os símbolos \*, \*\* e \*\*\* representam coeficientes significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.



Fonte: Elaboração do autor.

Em todos os modelos a variação nos termos de troca e no risco-país foram significativos para explicar a variação da taxa real de câmbio efetiva e com o sinal do coeficiente conforme esperado. Em relação aos termos de troca, em oito modelos esta variável se mostrou significativa a 1% e em um a 5%, enquanto o risco país foi significativo a 1% em todos os modelos.

A *dummy* para déficit em transações correntes acima de quatro por cento do PIB se mostrou significativo e com sinal positivo, conforme esperado, em dois modelos (um a 5% e outro a 10% de significância), mas não foi significativo nos demais.

A variação da taxa de juros esperada no Brasil e Estados Unidos não foram significativas em nenhum modelo para explicar a variação da taxa de câmbio.

A variação do déficit em relação ao PIB apresentou sempre sinal negativo (redução do déficit público em relação ao PIB associado a desvalorização cambial), mas foi significativo em apenas um modelo (de três) quando a variável incluída foi o saldo primário e apenas a 10% de significância. A variação do déficit nominal não se mostrou significativa em nenhum modelo. Na teoria, a associação negativa entre déficit e taxa de câmbio poderia ser válida se o déficit maior estivesse associado a taxas de juros mais altas. Entretanto, regredindo as variáveis *varnfgfbcn* ou *varnfgfbcp* com *varswapdipre360* ou com o swap em nível não é possível encontrar tal relação (O  $R^2$  é muito próximo de zero) e o coeficiente é o inverso do esperado, ou seja, maior déficit associado a menor taxa de juros em nível e esperada, ao menos na forma especificada e para o período analisado.

O  $R^2$  foi elevado e não se alterou muito entre os modelos.

Os instrumentos utilizados foram adequados, de acordo com a estatística J.

A partir dos modelos pode-se concluir que há fortes evidências de relação entre os termos de troca e o risco país na determinação das oscilações cambiais para o Brasil após a adoção do RMI. Além de ser estatisticamente significativo em todos os modelos, o coeficiente dos termos de troca é bastante elevado, sempre mostrando que melhoras de 1% nos termos de troca aprecia o real em mais de 0,74%. A variação dos termos de troca possui, assim, forte impacto na variação do valor externo do real.

Apesar de o Brasil exportar também bens industriais, estes vêm perdendo espaço na pauta de exportação. Isso pode fazer com que o preço das matérias primas influencie cada vez mais o preço da moeda doméstica. De acordo com o Atlas da Complexidade Econômica (The Atlas of Economic Complexity, 2016), em 1999 o Brasil ocupava o 32º lugar (o 30º em 1995) entre 121 países em termos de complexidade das exportações. Em 2014, o país caiu para o 54º de 124 países, indicando a forte reprimarização da pauta exportadora, diminuição da sofisticação da estrutura produtiva e queda na diversificação econômica. Boa parte disso pode ser atribuído aos longos períodos de apreciação e volatilidade cambial. Segundo Schnabl (2007), em países no processo de *catch-up* há impacto positivo da estabilidade cambial no crescimento. Já de acordo com Nicita (2013), a volatilidade cambial é uma preocupação menor (em termos de inserção externa do país), mas a desvalorização da moeda de fato promove exportações e restringe importações.

#### 4. Câmbio e Crescimento

Embora muito tem-se falado da crise brasileira atual, pouco se diz a respeito de crise estrutural. O Brasil tem uma economia praticamente estagnada há cerca de 35 anos, sobre a qual pouco se propõe. Fica cada vez mais difícil acreditar que, espontaneamente, o Brasil irá superar sua condição de país periférico sem uma estratégia nacional e consciente de desenvolvimento.

Sendo o Brasil um país com grande população, parece pouco provável que seja possível o desenvolvimento baseado na exportação de produtos primários e estes serem, sozinhos, capazes de financiar as importações. Alguns países com população relativamente pequena e com grandes riquezas agrícolas ou minerais conseguiram atingir o desenvolvimento econômico sem avançar muito na industrialização, como é o caso dos Emirados Árabes Unidos, Arábia Saudita, Nova Zelândia, Austrália, Noruega e, em menor medida, o Canadá. A exploração de rendas ricardianas, que de acordo com Peteraf (1993) é a cobrança de preços significativamente maiores do que os custos de produção devido à inelasticidade da produção, possibilitou que esses países financiassem suas importações de produtos industriais, atingindo padrões de vida comparáveis às nações mais ricas do planeta.

Entretanto, países com populações grandes não podem se apoiar em poucos produtos primários para se desenvolver e importar os demais bens, já que para isso seria necessário exportar enormes quantidades de bens primários, o que acabaria reduzindo seus preços e com isso as divisas geradas e a capacidade de importar. Países populosos precisam de estruturas produtivas diversificadas, baseadas em setores intensivos em capital e/ou conhecimento, com alto produto por trabalhador, como ocorre nos Estados Unidos, Alemanha e Japão. Esses setores são a indústria de transformação de alta tecnologia, como a produtora de bens de capital e bens duráveis e serviços sofisticados.

Bresser-Pereira (2007), sobre a impossibilidade de países grandes se desenvolverem com a exportação de produtos primários, escreveu:

[...] nem é necessário que a produção das commodities que lhe dão origem [à doença holandesa] tenha um valor adicionado per capita baixo; a indústria do petróleo, por exemplo, tem alta produtividade por trabalhador, e o valor adicionado per capita nas agriculturas intensivas em capital tem aumentado extraordinariamente: basta que aqueles setores exportadores não tenham capacidade para empregar toda a população do país conjuntamente com a produção de bens não comercializáveis internacionalmente.

(Bresser-Pereira, 2007. p. 7).

Além disso, a produtividade não é homogênea entre os setores. Conforme dados apresentados por Gala (2016), em 2009 a produtividade média do trabalhador brasileiro era de 13,9 mil reais. Na indústria de transformação era de 17,1 mil (50,8 mil na indústria de alta intensidade tecnológica), enquanto que na agropecuária foi de 4,7 mil. Sendo assim, quanto maior a parcela relativa dos trabalhadores empregados em setores sofisticados, maior o produto per capita do país. Com isso, a perda de complexidade econômica, com o crescimento do setor de serviços tradicionais (10,1 mil reais per capita) e da agropecuária (4,7 mil reais per capita), em detrimento da indústria de transformação, é um dos fatores por trás do baixo dinamismo apresentado pela economia brasileira nas últimas décadas. Fomentar os setores de alta produtividade é condição necessária para o desenvolvimento do Brasil.

No cenário atual de liberalização comercial, que a utilização de subsídios às exportações e cotas e impostos elevados em importações são em sua maior parte proibidos, a taxa de câmbio é o instrumento central. Segundo Bresser-Pereira (2010), “a taxa de câmbio de equilíbrio industrial é a taxa que viabiliza indústrias de bens comercializáveis utilizando a melhor tecnologia mundial”, ou seja, a que garante competitividade internacional para as empresas que operam no estado da arte da tecnologia mundial. Porém, não há tendência natural para que esta taxa de câmbio seja a efetiva, pois a taxa de câmbio que equilibra as contas externas de países exportadores de produtos primários tende a se situar abaixo da de equilíbrio industrial, com apreciação cíclica de acordo com o preço internacional das matérias primas e dos fluxos de capitais, gerados em parte pelo

diferencial de juros. Assim, o desenvolvimento industrial pleno fica restrito pela tendência de a taxa de câmbio se manter em patamar incompatível com a competitividade da indústria em âmbito internacional.

Embora a exportação de commodities possibilite flexibilizar a restrição externa, gerar divisas e manter as transações correntes equilibradas, ela tende a apreciar a taxa de câmbio e inviabilizar o desenvolvimento de outras indústrias, ao que se dá o nome de doença holandesa. Para evitar esse efeito adverso que a abundância de recursos naturais gera, Bresser-Pereira (2007) propõe como medida:

a neutralização da doença holandesa deve ser feita através de um imposto sobre as vendas internas e a exportação das commodities que variará de commodity para commodity de forma a ser proporcional à diferença entre a taxa de câmbio de equilíbrio corrente e a taxa de câmbio de equilíbrio industrial que é necessária para que empresas industriais utilizando tecnologia no estado da arte sejam competitiva. (Bresser-Pereira, 2007. p. 31).

Ainda de acordo com o autor, os recursos da tributação só devem ser internalizados se visarem estabilizar o preço das matérias-primas. Se não, deve ser aplicado no exterior para evitar a apreciação da moeda doméstica.

Uma tributação desse tipo foi adotada recentemente na Argentina durante o governo Cristina Kirchner para exportações de soja, trigo, milho, sorgo, girassol e carnes e mantida na exportação de soja por Mauricio Macri (embora com alíquota de 30%, ante 35%, e com reduções programadas de 0,5 ponto percentual ao mês até dezembro de 2019), as chamadas *retenciones*. Com ela, o Estado cobra imposto de exportação do setor agroexportador, ficando com parte da receita. Entretanto, essa tributação foi utilizada como receita fiscal, não para evitar a apreciação da moeda doméstica. O setor primário-exportador, porém, reagiu fortemente a imposição dessas medidas, pressionando pela sua extinção com paralisações, *lock-outs* e até desabastecimento.

Sobre o que são e para que servem as *retenciones*, Asiain (2011) escreve:

Las retenciones son un tributo o impuesto que cobra el estado a los productores por exportar. Pero no es recaudar la función estratégica de este impuesto. Su principal función es la de permitir la existencia de tipos de cambios diferenciados que se acoplen a nuestra estructura productiva desequilibrada.

Para que un modelo económico sea inclusivo, genere empleo, no dependa de los capitales extranjeros, es innegable la necesidad de una política industrial consistente. (Asiain, 2011, p. 25).

O governo brasileiro também já adotou políticas similares para combater a doença holandesa, como o chamado confisco cambial, no qual o café tinha taxa de câmbio diferenciada (mais apreciada) e a diferença era apropriada pelo governo, com o intuito de industrializar o país. Segundo Cesário e Nolli (2009), “o confisco cambial foi criado em 1954 e se tratava de um mecanismo de geração de poupança interna que tinha como objetivo a transferência de renda do setor exportador (cafeeiro) para o setor industrial”.

Impostos sobre as exportações agrícolas tendem a não ser tão prejudicial à rentabilidade deste setor se de fato o governo lograr manter a taxa de câmbio mais desvalorizada do que seria sem o confisco cambial. Entretanto, a interlocução do governo com os exportadores não é fácil na prática e essas políticas passam por forte oposição.

Sendo assim, apesar da importância de uma taxa de câmbio competitiva para o desenvolvimento sustentável, as medidas que impedem a apreciação cambial, como a tributação do setor primário-exportador, esbarram em interesses poderosos, que irão se opor fortemente e possuem elevado poder de mobilização para evitar que tais medidas sejam adotadas.

## 5. Considerações Finais

O presente artigo buscou verificar os fatores que explicam as oscilações da taxa de câmbio real efetiva brasileira. Fatores relacionados ao risco financeiro, mensurado pelo risco país, são muito importantes, bem como a variação dos termos de troca, ambos com coeficientes elevados significativos. Respondendo à questão do título do artigo – O real é uma moeda commodity e especulativa? – sucintamente, a conclusão é que sim. A moeda brasileira pode ser considerada uma moeda commodity, cujo valor depende fundamentalmente da relação de preços entre os produtos exportados, nos quais as commodities agrícolas e minerais possuem grande relevância, e dos produtos importados, assim como do risco país.

A instabilidade cambial gerada pela instabilidade dos termos de troca prejudica o desenvolvimento de uma indústria moderna e exportadora, que diminuiria a dependência brasileira de commodities. A riqueza relativa do país em produtos primários acaba inviabilizando o crescimento e diversificação industrial ao apreciar a moeda doméstica de forma cíclica, que impede o florescimento de atividades que não gozam de rendas ricardianas, ou seja, que possuem oferta elástica e preços relacionados aos custos de produção.

Pelo fato de o Brasil ser uma grande nação em termos de população, não é possível atingirmos o desenvolvimento econômico através da exportação de bens primários, já que para que apenas esses produtos financiassem nossas importações seriam necessárias exportações per capita substanciais. Porém, mesmo que o Brasil conseguisse expandir a produção e exportação desses bens, isso tende a causar uma queda em valor, dado o excesso de oferta que ocorreria no mercado internacional de commodities.

Por esses motivos o desenvolvimento do Brasil passa pela diversificação da estrutura produtiva e do desenvolvimento de atividades que possuem maior valor agregado per capita e que são fonte de divisas. O caminho para isso passa pelo desenvolvimento industrial, além de políticas que estimulem o crescimento do setor de serviços de alto valor agregado, como serviços financeiros, de *software* e de consultoria.

Para que o Brasil possa se desenvolver é necessário que tanto a volatilidade quanto a apreciação da taxa de câmbio sejam contidas, permitindo assim que outros setores exportadores e substituidores de importações floresçam, tendo capacidade de competir externamente. Sem um projeto nacional de desenvolvimento o Brasil dificilmente crescerá e atingirá os padrões de vida verificados nos países desenvolvidos, e continuaremos estagnados na condição de país de renda média.

As commodities podem gerar divisas e promover o crescimento no curto prazo por relaxar a restrição externa, apreciar o câmbio, reduzindo a inflação e permitindo a adoção de políticas monetárias mais expansionistas. Entretanto, para permitir acelerar a taxa de crescimento de longo prazo é preciso adotar políticas que combatam a doença holandesa. A diversificação da estrutura produtiva e da pauta exportada é o caminho para o crescimento sustentado do país – embora os meios para tal não sejam claros e fáceis.

## 6. Referências

ASIAIN, A. **Retenciones Cero ¿Una medida hacia la desigualdad? Seminario de Integración y Aplicación.** Carrera de Economía. Buenos Aires. 2011.

“The Atlas of Economic Complexity,” Center for International Development at Harvard University. Disponível em: <<http://www.atlas.cid.harvard.edu>>.

BACEN. **Relatório Trimestral da Inflação: Efeitos dos Termos de Troca sobre a Taxa de Câmbio Real no Brasil.** Brasília, 2016. Publicação em meio eletrônico, p. 93-99. Disponível em:

<<https://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2009/12/ri200912b6p.pdf>>.

BRESSER-PEREIRA, L. C. **Doença Holandesa e sua Neutralização: Uma Abordagem Ricardiana**. 2007. Disponível em: <<http://www.bresserpereira.org.br/papers/2007/07.26.doen%C3%A7aholandesa.15deze mbro.pdf>>.

BRESSER-PEREIRA, L. C.; MARCONI, N. **Existe doença holandesa no Brasil ?**. In: Luiz Carlos Bresser Pereira. (Org.). Doença holandesa e indústria. 1ed.Rio de Janeiro: Editora FGV, 2010, v., p. 207-230.

BRESSER-PEREIRA, L. C. 2010. **Taxa de câmbio, doença holandesa, e industrialização**. Cadernos FGV Projetos, 5 (14) 2010: 68-73. São Paulo.

CESÁRIO, A. C.; C.; NOLLI, J. D. M. **A "marcha da produção" durante o governo JK: discurso e acontecimento**. In: LUCENA, C. T.; CAMPOS, M. C. S. S.. (Org.). Práticas e representações. São Paulo: Humanitas/CERU, 2009, v., p. 145-176. 2009.

COUDERT, V.; COUHARDE, C.; MIGNON, V. **On the impact of volatility on the real exchange rate – terms of trade nexus: Revisiting commodity currencies**. Review of International Economics. Journal of International Money and Finance . Ed:58, p. 110–127, 2015.

DEUS, L. N. **Política. Fluxos de Capitais e Taxa de Câmbio no Brasil: uma aplicação do Modelo de Vetores Autoregressivos (VAR)**. XX Encontro Nacional de Economia, 2015.

GALA, P. (2016). **Por que a produtividade da economia brasileira não aumentou nos últimos anos?**. 2016. Disponível em: <http://www.paulogala.com.br/por-que-a-produtividade-da-economia-brasileira-nao-aumentou-nos-ultimos-anos/>

GAUTHIER, C.; TESSIER, D. **Supply Shocks and Real Exchange Rate Dynamics: Canadian Evidence**. Bank of Canada: Working Paper 2002-31. 2002.

LAVOIE, M. **Post-Keynesian Economics: New Foundations**. Cheltenham e Northampton: Edward Elgar, 2014.

MILLER, T.; KIM, A. B. **Index of Economic Freedom**. The Heritage Foundation. 2017.

NEWKEY, W. K.; WEST, K. **A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix**. Econometrica, 55, 703–708, 1987.

NICITA, A. **Exchange Rates, International Trades and Trade Policies**. UNCTAD: Policy Issues in International Trade and Commodities. Study Series n. 56. 2013. Disponível em: <[http://unctad.org/en/PublicationsLibrary/itcdtab57\\_en.pdf](http://unctad.org/en/PublicationsLibrary/itcdtab57_en.pdf)>. Acessado em: 01/07/2017.

PETERAF, M. A. **The cornerstones of competitive advantage: a resource-based view**. Strategic Management Journal, v. 14, n. 3, p. 179-191. 1993.

SCHNABL, G. **Exchange rate volatility and growth in small open economies at the EMU periphery**. European Central Bank: Working Paper Series, v. 773. 2007.

VERÍSSIMO, M. P.; XAVIER, C. L.; VIEIRA, F. V. **Taxa de Câmbio e Preços de Commodities: Uma Investigação sobre a Hipótese da Doença Holandesa no Brasil**. Economia (Brasília), v. 13, p. 93-130, 2012.

VERÍSSIMO, M. P.; XAVIER, C. L. **Taxa de câmbio, exportações e crescimento: uma investigação sobre a hipótese de doença holandesa no Brasil**. Revista de Economia Política (Impresso), v. 33, p. 82-101, 2013.

WHITE, H. **A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity**. Econometrica. 48 (4): 817–838, 1980.

## Apêndice

Tabela A.1: Teste Augmented Dickey-Fuller (ADF) de raiz unitária.

Variável	Constante	Tendência	Estatística ADF	Prob	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%	
varcambio	Sim	Não	-3,9298	***	0,0022	-3,4631	-2,8758	-2,5745
varcambio	Sim	Sim	-3,9220	**	0,0129	-4,0046	-3,4325	-3,1400
varcambio	Não	Não	-3,9258	***	0,0001	-2,5766	-1,9424	-1,6156
varToT	Sim	Não	-2,6304	*	0,0885	-3,4629	-2,8758	-2,5744
varToT	Sim	Sim	-2,5828		0,2887	-4,0044	-3,4323	-3,1399
varToT	Não	Não	-2,5546	**	0,0106	-2,5765	-1,9424	-1,6156
varembi	Sim	Não	-3,3479	**	0,0141	-3,4629	-2,8758	-2,5744
varembi	Sim	Sim	-3,3097	*	0,0676	-4,0044	-3,4323	-3,1399
varembi	Não	Não	-3,3458	***	0,0009	-2,5765	-1,9424	-1,6156
tcy	Sim	Não	-2,1272		0,2343	-3,4637	-2,8761	-2,5746
tcy	Sim	Sim	-2,3679		0,3952	-4,0056	-3,4329	-3,1403
tcy	Não	Não	-1,8830	*	0,0571	-2,5768	-1,9425	-1,6156
vartcy	Sim	Não	-1,3522		0,6048	-3,4634	-2,8760	-2,5745
vartcy	Sim	Sim	-1,2534		0,8957	-4,0076	-3,4339	-3,1408
vartcy	Não	Não	-1,3149		0,1740	-2,5773	-1,9425	-1,6156
varnfgfbcn	Sim	Não	-2,5065		0,1155	-3,4654	-2,8768	-2,5750
varnfgfbcn	Sim	Sim	-2,7916		0,2023	-4,0079	-3,4340	-3,1409
varnfgfbcn	Não	Não	-2,2692	**	0,0228	-2,5774	-1,9425	-1,6156
varnfgfbcp	Sim	Não	-1,8587		0,3513	-3,4650	-2,8767	-2,5749
varnfgfbcp	Sim	Sim	-2,8713		0,1743	-4,0076	-3,4339	-3,1408
varnfgfbcp	Não	Não	-1,5890		0,1054	-2,5773	-1,9425	-1,6156
varswapdipre360	Sim	Não	-3,8232	***	0,0032	-3,4645	-2,8764	-2,5748
varswapdipre360	Sim	Sim	-3,8341	**	0,0168	-4,0066	-3,4334	-3,1406
varswapdipre360	Não	Não	-3,7588	***	0,0002	-2,5771	-1,9425	-1,6156
varuslybond	Sim	Não	-3,2476	**	0,0188	-3,4652	-2,8768	-2,5750
varuslybond	Sim	Sim	-3,1569	*	0,0965	-4,0076	-3,4339	-3,1408
varuslybond	Não	Não	-3,3388	***	0,0009	-2,5773	-1,9425	-1,6156

Nota: os símbolos \*, \*\* e \*\*\* representam rejeição de H0 a 10%, 5% e 1%, respectivamente.  
H0: X tem raiz unitária.

Fonte: Elaboração do autor.

Tabela A.2: Teste Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) de estacionariedade.

Teste KPSS							
Variável	Constante	Tendência	Estatística KPSS		Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
varcambio	Sim	Não	0,1399		0,739	0,463	0,347
varcambio	Sim	Sim	0,1416	*	0,216	0,146	0,119
varToT	Sim	Não	0,1078		0,739	0,463	0,347
varToT	Sim	Sim	0,0985		0,216	0,146	0,119
varembi	Sim	Não	0,1413		0,739	0,463	0,347
varembi	Sim	Sim	0,0755		0,216	0,146	0,119
tcy	Sim	Não	0,4816	**	0,739	0,463	0,347
tcy	Sim	Sim	0,2377	***	0,216	0,146	0,119
vartcy	Sim	Não	0,2631		0,739	0,463	0,347
vartcy	Sim	Sim	0,1980	**	0,216	0,146	0,119
varnfgfbcn	Sim	Não	0,3014		0,739	0,463	0,347
varnfgfbcn	Sim	Sim	0,0791		0,216	0,146	0,119
varnfgfbcp	Sim	Não	0,5778	**	0,739	0,463	0,347
varnfgfbcp	Sim	Sim	0,1101		0,216	0,146	0,119
varswapdipre360	Sim	Não	0,0882		0,739	0,463	0,347
varswapdipre360	Sim	Sim	0,0540		0,216	0,146	0,119
varuslybond	Sim	Não	0,1671		0,739	0,463	0,347
varuslybond	Sim	Sim	0,0957		0,216	0,146	0,119

Nota: os símbolos \*, \*\* e \*\*\* representam rejeição de H0 a 10%, 5% e 1%, respectivamente.  
H0: X é estacionário.

Fonte: Elaboração do autor.

Tabela A.3: Teste Phillip Perron (PP) de raiz unitária.

Variável	Constante	Tendência	Estatística PP		Prob	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 10%
varcambio	Sim	Não	-3,4393	**	0,0107	-3,4629	-2,8758	-2,5744
varcambio	Sim	Sim	-3,4268	*	0,0507	-4,0044	-3,4323	-3,1399
varcambio	Não	Não	-3,4408	***	0,0007	-2,5765	-1,9424	-1,6156
varToT	Sim	Não	-2,8412	*	0,0544	-3,4629	-2,8758	-2,5744
varToT	Sim	Sim	-2,7710		0,2098	-4,0044	-3,4323	-3,1399
varToT	Não	Não	-2,7584	***	0,0059	-2,5765	-1,9424	-1,6156
varembi	Sim	Não	-3,5739	***	0,0071	-3,4629	-2,8758	-2,5744
varembi	Sim	Sim	-3,5432	**	0,0376	-4,0044	-3,4323	-3,1399
varembi	Não	Não	-3,5699	***	0,0004	-2,5765	-1,9424	-1,6156
tcy	Sim	Não	-1,4856		0,5390	-3,4632	-2,8759	-2,5745
tcy	Sim	Sim	-1,7081		0,7443	-4,0048	-3,4326	-3,1401
tcy	Não	Não	-1,4530		0,1363	-2,5766	-1,9424	-1,6156
vartcy	Sim	Não	-2,4443		0,1310	-3,4629	-2,8758	-2,5744
vartcy	Sim	Sim	-2,4070		0,3748	-4,0044	-3,4323	-3,1399
vartcy	Não	Não	-2,4263	**	0,0151	-2,5765	-1,9424	-1,6156
varnfgbcn	Sim	Não	-3,4828	***	0,0094	-3,4629	-2,8758	-2,5744
varnfgbcn	Sim	Sim	-3,5264	**	0,0393	-4,0044	-3,4323	-3,1399
varnfgbcn	Não	Não	-3,3959	***	0,0008	-2,5765	-1,9424	-1,6156
varnfgbcp	Sim	Não	-3,0771	**	0,0299	-3,4629	-2,8758	-2,5744
varnfgbcp	Sim	Sim	-3,3997	*	0,0543	-4,0044	-3,4323	-3,1399
varnfgbcp	Não	Não	-2,8877	***	0,0040	-2,5765	-1,9424	-1,6156
varswapdipre360	Sim	Não	-3,8520	***	0,0029	-3,4632	-2,8759	-2,5745
varswapdipre360	Sim	Sim	-3,7890	**	0,0191	-4,0048	-3,4326	-3,1401
varswapdipre360	Não	Não	-3,8442	***	0,0001	-2,5766	-1,9424	-1,6156
varuslybond	Sim	Não	-2,1654		0,2197	-3,4629	-2,8758	-2,5744
varuslybond	Sim	Sim	-2,3810		0,3883	-4,0044	-3,4323	-3,1399
varuslybond	Não	Não	-2,0779	**	0,0365	-2,5765	-1,9424	-1,6156

Nota: os símbolos \*, \*\* e \*\*\* representam rejeição de H0 a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

H0: X tem raiz unitária

Fonte: Elaboração do autor.



Tabela A.4: Teste Breusch-Godfrey de Autocorrelação.

F-statistic	345.7216	Prob. F(2,192)	0.0000	
Obs*R-squared	156.5337	Prob. Chi-Square(2)	0.0000	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 07/02/17 Time: 14:29				
Sample: 2000M09 2017M04				
Included observations: 200				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.354835	0.384546	-0.922738	0.3573
VARTOT	0.171106	0.055573	3.078920	0.0024
VAREMBI	0.037166	0.011702	3.176046	0.0017
TCMENOS4	1.388934	1.157230	1.200223	0.2315
VARSWAPDIPRE360	-0.104162	0.097633	-1.066873	0.2874
VARUS1YBOND	0.609187	0.323639	1.882306	0.0613
RESID(-1)	0.922717	0.070390	13.10866	0.0000
RESID(-2)	-0.032369	0.072114	-0.448857	0.6540
R-squared	0.782669	Mean dependent var	-4.09E-16	
Adjusted R-squared	0.774745	S.D. dependent var	9.819527	
S.E. of regression	4.660449	Akaike info criterion	5.955279	
Sum squared resid	4170.199	Schwarz criterion	6.087211	
Log likelihood	-587.5279	Hannan-Quinn criter.	6.008670	
F-statistic	98.77760	Durbin-Watson stat	2.028018	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Saída do Eviews 8.1.

Tabela A.5: Teste de Heterocedasticidade de White.

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	5.013594	Prob. F(19,180)	0.0000
Obs*R-squared	69.21375	Prob. Chi-Square(19)	0.0000
Scaled explained SS	55.20064	Prob. Chi-Square(19)	0.0000

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID^2  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/02/17 Time: 14:20  
 Sample: 2000M09 2017M04  
 Included observations: 200  
 Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	68.66324	14.59460	4.704702	0.0000
VARTOT^2	0.178459	0.179689	0.993156	0.3220
VARTOT*VAREMBI	0.009811	0.056344	0.174133	0.8620
VARTOT*TCMENOS4	-0.898577	10.03454	-0.089548	0.9287
VARTOT*VARSWAPDIPRE360	-0.376494	0.533967	-0.705089	0.4817
VARTOT*VARUS1YBOND	1.564500	2.108596	0.741963	0.4591
VAREMBI^2	-0.005483	0.006281	-0.873031	0.3838
VAREMBI*TCMENOS4	-2.062503	1.613482	-1.278293	0.2028
VAREMBI*VARSWAPDIPRE360	-0.041972	0.111882	-0.375147	0.7080
VAREMBI*VARUS1YBOND	-0.335378	0.371886	-0.901829	0.3684
TCMENOS4^2	102.8986	80.81792	1.273215	0.2046
TCMENOS4*VARSWAPDIPRE360	-12.73143	14.39659	-0.884336	0.3777
TCMENOS4*VARUS1YBOND	107.1558	41.87425	2.558991	0.0113
VARSWAPDIPRE360^2	0.659028	0.517454	1.273597	0.2044
VARSWAPDIPRE360*VARUS1YBOND	-8.484704	3.012283	-2.816702	0.0054
VARUS1YBOND^2	18.46944	6.979161	2.646370	0.0089
VARUS1YBOND	-5.940882	10.41682	-0.570316	0.5692

R-squared	0.346069	Mean dependent var	95.94099
Adjusted R-squared	0.277043	S.D. dependent var	125.2310
S.E. of regression	106.4800	Akaike info criterion	12.26843
Sum squared resid	2040839.	Schwarz criterion	12.59826
Log likelihood	-1206.843	Hannan-Quinn criter.	12.40191
F-statistic	5.013594	Durbin-Watson stat	0.838263
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fonte: Saída do Eviews 8.1.