

# Taxa de câmbio real e preços de *commodities* no Brasil

Rodrigo da Silva Souza<sup>1</sup>  
Leonardo Bornacki de Mattos<sup>2</sup>  
João Eustáquio de Lima<sup>3</sup>

**Resumo:** O objetivo deste trabalho é analisar a relação entre a taxa de câmbio real e os preços internacionais das principais *commodities* exportadas pelo Brasil, assim como investigar fatores estruturais que determinam a intensidade dessa relação. Os resultados sugerem que a moeda brasileira é uma *commodity currency*. Fatores como abertura comercial e dependência em relação às exportações de *commodities* se mostraram variáveis estratégicas na administração dos efeitos dos choques exógenos nos preços das *commodities* sobre a taxa de câmbio real.

**Palavras-chave:** *commodity currency*, exportação de *commodities*, cointegração.

## Real exchange rate and commodity prices in Brazil

**Abstract:** This paper aims to assess the relationship between real exchange rate and international prices of the main exported commodities by Brazil, as well as to investigate which structural aspects may affect this relationship. The results suggest that Brazilian Real is a commodity currency. Elements such as trade openness and commodity exports dependency are strategic variables for controlling the effects on real exchange rate induced by exogenous shocks on commodity prices.

**Keywords:** commodity currency, commodity exports, cointegration.

**JEL classification:** C32; F41; O13.

**Área 7:** Economia internacional

## 1 Introdução

A conexão entre taxa de câmbio real e fundamentos macroeconômicos tem sido objeto de intenso debate na literatura econômica e preocupação entre os formuladores de políticas. Uma das dificuldades empíricas nesta questão é que muitos pesquisadores constataram que a taxa de câmbio real se comporta como um passeio aleatório<sup>4</sup>. Isso implica que não há média e variância comuns que definem o processo estocástico da taxa de câmbio real e que as inovações na série temporal são persistentes, refutando a teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC)<sup>5</sup>

---

<sup>1</sup> Doutorando em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa. Email: rodrigo.souza2@ufv.br.

<sup>2</sup> Professor Adjunto do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. Email: lbmattos@ufv.br.

<sup>3</sup> Professor Titular do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. Email: jelima@ufv.br.

<sup>4</sup> Palaia e Holland (2009) identificaram que a taxa de câmbio real brasileira se comporta como passeio aleatório, por meio de testes robustos à quebra estrutural. Scalco, Duarte e Campos (2013) também concluíram que a taxa de câmbio real brasileira se comporta como passeio aleatório, com base em testes robustos à quebra estrutural e componentes sazonais.

<sup>5</sup> A Lei do Preço Único (LPU) postula que quando expressos na mesma moeda, dois bens homogêneos deveriam ter o mesmo preço em diferentes regiões, mantendo constantes os custos de transação (ROGOFF, 1996). A PPC é a versão macroeconômica da LPU. A PPC afirma que há um nível de equilíbrio constante para o qual a taxa de

como um modelo para a taxa de câmbio real de longo prazo. Segundo Rogoff (1996), o “puzzle” da PPC se refere à impossibilidade de se conciliar a alta volatilidade de curto prazo com a baixa velocidade de reversão à média (alta persistência) da taxa de câmbio real, de forma que seja consistente com a PPC. O autor reconhece que os desvios da PPC devem ser representados por choques em fatores reais igualmente voláteis e persistentes.

Chen e Rogoff (2003) focaram seus estudos em três economias da OECD<sup>6</sup>, exportadoras de *commodities* (Austrália, Nova Zelândia e Canadá), cuja potencial fonte de choques reais dominante poderia ser identificada: os choques nos preços mundiais das *commodities*. O termo *commodity currencies* tem sido utilizado para descrever moedas influenciadas pelos preços das principais *commodities* primárias exportadas. No contexto dos países exportadores de *commodities*, os quais são quase todos países em desenvolvimento, o principal fator real de interesse na determinação da taxa de câmbio real é o termo de troca (CASHIN; CÉSPEDES; SAHAY, 2004). Segundo Chen e Rogoff (2003), para os países da OECD considerados no estudo, porque as *commodities* primárias constituem um importante componente das exportações totais, os movimentos dos preços mundiais dessas mercadorias são mais importantes para explicar os choques exógenos nos termos de troca do que a mensuração padrão dos termos de troca.

Evidências empíricas mostram que aproximadamente um terço dos países exportadores de *commodities* apresentam relação de longo prazo entre taxa de câmbio real e preços internacionais das *commodities* (CASHIN; CÉSPEDES; SAHAY, 2004). Bodart, Candelon e Carpentier (2012) encontraram que o preço da *commodity* dominante apresenta relação de longo prazo com a taxa de câmbio real quando as exportações da *commodity* líder tem uma participação de no mínimo 20% nas exportações totais do país. Nesses países em desenvolvimento, especializados na exportação de uma *commodity* principal, as flutuações no preço dessa mercadoria podem ter papel crucial na gestão macroeconômica doméstica (BODART; CANDELON; CARPANTIER, 2012).

A literatura sobre *commodity currencies* ampliou-se com a reversão da queda secular dos preços internacionais das *commodities* ocorrida na década passada<sup>7</sup>, em consoante com a apreciação real de moedas de vários países emergentes. O caso brasileiro representa uma amostra dessa conjuntura. O Brasil adotou câmbio flutuante em janeiro de 1999 e, em outubro de 2002, o país passou por uma crise relacionada à transição do governo federal, em que houve forte depreciação da moeda doméstica. Em seguida, entre o último trimestre de 2002 e o primeiro de 2011, houve apreciação da taxa de câmbio real efetiva<sup>8</sup>, conforme mensurada pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) de, aproximadamente, 100% (IMF, 2016a). Esse período de apreciação real coincide com a forte pressão altista dos preços internacionais das *commodities* (WB, 2016).

De fato, dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2016a) revelam que, na década de 2000, o Brasil voltou a se especializar na exportação de produtos básicos. Houve aumento de 20 pontos percentuais na participação das exportações de produtos básicos em relação ao total das exportações brasileiras, às espessas da participação das manufaturas, praticamente na mesma proporção. Segundo o mesmo Ministério, apenas 3 produtos (soja<sup>9</sup>, petróleo e minério de ferro) foram responsáveis por mais de 30% da receita

---

câmbio converge, tal que a moeda estrangeira possui o mesmo poder de compra (CASHIN; CÉSPEDES; SAHAY, 2004).

<sup>6</sup> Organization for Economic Co-operation and Development (OECD).

<sup>7</sup> Essa significativa elevação nos preços das *commodities* está relacionada ao deslocamento da demanda ocasionado pelo crescimento da Ásia, em particular da China (CARNEIRO, 2012).

<sup>8</sup> A taxa de câmbio real efetiva é uma média ponderada de taxas de câmbio bilaterais cujos pesos são as participações comerciais de cada parceiro.

<sup>9</sup> Neste trabalho, entende-se soja como todos os produtos do complexo soja: óleo, farelo e grão.

total de exportação em 2014 (MDIC, 2016b), o que torna o Brasil um candidato a ter uma *commodity currency*.

Empiricamente, Kohlscheen (2013) verificou que política fiscal expansionista e redução dos fatores de risco local e global estão associados aos movimentos de apreciação do Real no curto prazo, enquanto os preços das *commodities* relevantes para as exportações brasileiras (soja, minério de ferro, petróleo e combustíveis, açúcar e etanol, e carnes) representaram o fator mais importante para a determinação da tendência de longo prazo da moeda brasileira sob o regime de câmbio flutuante. Veríssimo, Xavier e Vieira (2012) apontaram poucas evidências de *commodity currency* para o período entre 1995 e 2009, mas apresentaram evidências mais favoráveis para a subamostra entre 2003 e 2009.

A questão central do aumento da dependência em relação às exportações de *commodities* e da relação entre o aumento (queda) nos preços dessas mercadorias com a apreciação (depreciação) da taxa de câmbio real está nas implicações que esses fatores acarretam na trajetória de crescimento econômico. Os benefícios e malefícios não estão claros na literatura: enquanto os ganhos com as exportações contribuem para o desenvolvimento dos setores relacionados às *commodities* exportadas e para o *superávit* na balança comercial, a entrada de divisas tende a apreciar a moeda doméstica e, por conseguinte, diminuir a competitividade dos setores não ligados às *commodities*, como a indústria de manufaturas. Ou seja, a “benção” de possuir abundância de recursos naturais pode se tornar uma “maldição”. Esta “maldição”, conhecida na literatura como Doença Holandesa, destaca que, em países com abundância em recursos naturais, associa-se choques favoráveis nos preços das *commodities* exportadas com o declínio da produção de vários setores, sendo o canal de transmissão a apreciação da taxa de câmbio real (BRESSER-PEREIRA, 2008).

Alicerçados pelos mecanismos de transmissão da Doença Holandesa, Veríssimo e Xavier (2013) identificaram que os aumentos dos fluxos de exportação de *commodities* foram importantes para explicar o comportamento da taxa de câmbio real brasileira, verificando indícios da Doença Holandesa no Brasil. Além disso, o padrão de especialização das exportações de *commodities*, junto com os preços destes produtos, se mostrou relevante para explicar o desempenho econômico menos favorável no país.

Na literatura internacional há robustas evidências de *commodity currencies* em países exportadores de produtos primários com diferentes magnitudes de respostas, o que tem incitado investigações sobre os fatores determinantes dessa heterogeneidade de elasticidades. Bodart, Candelon e Carpentier (2014) investigaram, com dados para países em desenvolvimento, se a taxa de câmbio real está relacionada, no longo prazo, ao preço mundial da principal *commodity* exportada pelo país e se essa relação depende de alguns fatores estruturais. Chen e Lee (2014) trataram da mesma questão, mas construíram um índice de preços de *commodities* e distinguiram o curto do longo prazo. Ambos trabalhos definiram os fatores estruturais que determinam uma *commodity currency* com base em modelos teóricos construídos para essa finalidade, dentre os quais citam-se o regime cambial e a abertura comercial e financeira.

Neste trabalho, pretende-se buscar novas evidências da relação entre taxa de câmbio real efetiva e flutuações nos preços relativos internacionais das *commodities*, assim como investigar alguns fatores estruturais que determinam a intensidade dessa relação. Para isso, utiliza-se um índice<sup>10</sup> de preços específico para o caso brasileiro, que busca representar as oscilações de preços relativos internacionais de importantes *commodities* exportadas pelo Brasil, as quais são soja, minério de ferro, carne bovina, carne de frango, açúcar, petróleo e café.

Uma das contribuições deste trabalho é a utilização de um índice de preços de *commodities* inédito, construído com o intuito de expressar os choques exógenos nos termos de troca do Brasil para o período de câmbio flutuante. Além disso, esse é o primeiro trabalho

---

<sup>10</sup> Detalhes sobre o índice são apresentados na seção 3.2 deste trabalho.

acadêmico na literatura brasileira a tratar de fatores estruturais que afetam a relação entre taxa de câmbio real e preços internacionais das principais *commodities* exportadas pelo Brasil.

Enquanto o Brasil não reverter a especialização da sua pauta exportadora em direção a bens mais intensivos em tecnologia, apresentar os fatores que explicam a elasticidade da taxa de câmbio real efetiva em relação aos preços mundiais das *commodities* é tema importante e subsidia as decisões dos formuladores de políticas. Estes podem, por exemplo, amenizar possíveis custos de uma pressão altista nos preços das *commodities* e, assim, usufruir melhor dos benefícios do aumento das receitas de exportação, ou o contrário, definir uma estratégia eficiente para conter uma forte depreciação da taxa de câmbio real quando houver arrefecimento dos preços das *commodities*, como ocorre desde 2011.

Além desta introdução, este trabalho contém outras 4 seções: (i) a seção 2 apresenta o modelo teórico utilizado; (ii) a seção 3 descreve a metodologia; (iii) na seção 4 os resultados são apresentados e discutidos; e (iv) a seção 5 é reservada às considerações finais.

## 2 Referencial Teórico

Esta seção apresenta o modelo teórico de Chen e Lee (2014), que destaca a resposta da taxa de câmbio real aos choques nos preços internacionais das *commodities* em um país exportador de produtos primários e permite determinar alguns fatores estruturais que podem afetar a intensidade dessa relação<sup>11</sup>.

Chen e Lee (2014) consideram uma pequena economia aberta em equilíbrio competitivo produtora de *commodities* exportáveis ( $xc$ ), manufaturas exportáveis ( $xm$ ) e *non-traded* ( $n$ ), cujas funções de produção para cada setor são:

$$Y_{xc} = A_{xc} L_{xc}^{a_{xc}} H_{xc}^{\beta_{xc}} K_{xc}^{1-a_{xc}-\beta_{xc}} \quad (1)$$

$$Y_{xm} = A_{xm} L_{xm}^{a_{xm}} H_{xm}^{\beta_{xm}} K_{xm}^{1-a_{xm}-\beta_{xm}} \quad (2)$$

$$Y_n = A_n L_n^{a_n} K_n^{1-a_n} \quad (3)$$

em que  $A_i$ ,  $L_i$ ,  $H_i$  e  $K_i$  são choques de produtividade, trabalho não-qualificado, trabalho qualificado e estoque de capital nos setores  $i = xc, xm$  e  $n$ , respectivamente;  $a_i$  e  $\beta_i$  são as participações do trabalho não-qualificado e qualificado na produção do setor  $i$ . Nota-se que há retornos constantes à escala na produção e que o trabalho qualificado é necessário para produzir bens dos setores exportadores. Chen e Lee (2014) adotam os seguintes pressupostos: (i) o capital pode mover-se entre os setores do país e internacionalmente, o que resulta no produto marginal do capital doméstico dado pela taxa de juros mundial ( $r^*$ ); (ii) o trabalho pode migrar-se entre os setores do país e, portanto, há garantia de equalização dos salários dos trabalhadores não-qualificados e qualificados ( $w_L$  e  $w_H$ , respectivamente) através dos setores domésticos; e (iii) a oferta doméstica de trabalho é inelástica, dada por  $L = L_{xc} + L_{xm} + L_n$  e  $H = H_{xc} + H_{xm}$ .

Como a economia é pequena, os preços mundiais das *commodities* ( $P_{xc}$ ) são dados de forma exógena. No modelo de Chen e Lee (2014) as manufaturas exportáveis ( $xm$ ) são tomadas como numerário. Assim, preços domésticos de bens *non-traded* ( $P_n$ ) e preços das *commodities*

<sup>11</sup> Outra opção seria o referencial teórico de Bodart, Candelon e Carpentier (2014), que descreve os fatores estruturais que influenciam na relação entre a taxa de câmbio real e o preço de uma *commodity* dominante na pauta exportadora. Optou-se pelo modelo de Chen e Lee (2014) porque este considera um índice de preços de *commodities*. No Brasil, não há uma *commodity* líder na pauta de exportações e sim um conjunto (mesmo que pequeno) de produtos básicos com significativa participação na exportação total.

exportáveis ( $P_{xc}$ ) são mensurados em termos de manufaturas exportáveis. Além disso, a Lei do Preço Único (LPU) se mantém para os produtos dos setores de exportação ( $i = xc, xm$ ).

Fazendo  $P_{xm} = 1$  e combinando as condições de primeira ordem do problema de maximização do lucro composto pelas Equações (1), (2) e (3), pode-se encontrar as condições de lucro zero para os setores exportadores<sup>12</sup>.

Com o intuito de simplificar a resolução, Chen e Lee (2014) consideram as seguintes suposições para os setores exportadores ( $i = xc, xm$ ): (i) ambos setores participam com uma taxa comum no choque de produtividade ( $\hat{A}_x = \hat{A}_{xm} = \hat{A}_{xc}$ ); (ii) as participações da renda do capital no produto ( $\mu_{k,i} = rK_i/P_iY_i$ ) são iguais ( $\mu_{k,xc} = \mu_{k,xm}$ ); e (iii) as parcelas do trabalho qualificado e não-qualificado na renda dos setores exportadores são  $\mu_{H,i} = w_H H_i/P_iY_i$  e  $\mu_{L,i} = w_L L_i/P_iY_i$ . Considerando estas suposições e as condições de primeira ordem, a log-diferenciação das condições de lucro zero para os setores de exportação resulta na seguinte equação:

$$\hat{w}_L = \frac{\varphi \hat{P}_{xc} + \hat{A}_{xc}}{\mu_{L,xc} + \mu_{H,xc}} \quad (4)$$

em que  $\varphi = \mu_{H,xm}/\mu_{H,xm} - \mu_{H,xc}$ . Como a produção de manufaturas exportáveis é relativamente mais intensiva em trabalho qualificado do que a produção do setor *commodities* exportáveis, é provável que  $\varphi > 0$ .

A condição de lucro zero no setor de bens *non-traded* resulta em:

$$\hat{P}_n = \mu_{L,n} \hat{w}_L - \hat{A}_n \quad (5)$$

Combinando as Equações (4) e (5), pode-se chegar à seguinte relação:

$$\hat{P}_n = \frac{\mu_{L,n}}{\mu_{L,xc} + \mu_{H,xc}} (\varphi \hat{P}_{xc} + \hat{A}_{xc}) - \hat{A}_n \quad (6)$$

De acordo com Chen e Lee (2014), os bens *non-traded* tendem a ser mais intensivos em trabalho do que os bens exportáveis, de forma que  $\mu_{L,n}/\mu_{L,xc} + \mu_{H,xc} \geq 1$ . A Equação (6) mostra que o preço do bem *non-traded* é uma função positiva do preço da *commodity* exportável e há uma relação positiva entre a produtividade do setor de *commodities* e o preço do bem *non-traded*, demonstrando o efeito Balassa-Samuelson<sup>13</sup>.

No modelo de Chen e Lee (2014), indivíduos idênticos ofertam os insumos de produção e consomem quatro tipos de bens: *non-traded* ( $n$ ), importados ( $m$ ), *commodities* exportáveis ( $xc$ ); e manufaturas exportáveis ( $xm$ ). Os indivíduos domésticos derivam utilidade consumindo partes de *non-traded* ( $\theta_n$ ), importados ( $\theta_m$ ), *commodities* exportáveis ( $\theta_{xc}$ ) e manufaturas exportáveis ( $1 - \theta_n - \theta_m - \theta_{xc}$ ). A função de utilidade na forma Cobb-Douglas é a seguinte:

$$U = C_n^{\theta_n} C_m^{\theta_m} C_{xc}^{\theta_{xc}} C_{xm}^{1-\theta_n-\theta_m-\theta_{xc}} \quad (7)$$

<sup>12</sup> Ver detalhes algébricos em Chen e Lee e (2014).

<sup>13</sup> Cashin, Céspedes e Sahay (2004) também exploram o efeito Balassa-Samuelson para modelar a relação entre preços relativos de *commodities* e taxa de câmbio real. Segundo os autores, um aumento na produtividade do setor de *commodities* tende a aumentar os salários neste setor. Como há equalização dos salários entre os setores domésticos, os salários no setor de *non-traded* também aumentam, assim como os preços. Como os preços relativos das *commodities* são determinados de forma exógena, o efeito final é uma apreciação da taxa de câmbio real.

em que  $C_i$  é o consumo do bem  $i = n, m, xc, xm$ . Com os índices de preços baseados no consumo do país doméstico e estrangeiro e a Equação (6), pode-se escrever a taxa de câmbio real ( $Q$ ) como se segue:

$$Q = \frac{EP}{P^*} = \frac{EP_n^{\theta_n} P_m^{\theta_m} P_{xc}^{\theta_{xc}}}{(P_n^*)^{\theta_n^*} (P_m^*)^{\theta_m^*} (P_{xm}^*)^{1-\theta_n^*-\theta_m^*}} = \left(E \frac{P_n}{P_n^*}\right)^{\theta_n} P_{xc}^{\theta_{xc}} = \left(E \frac{f(\tilde{P}_{xc}^{(+)})}{P_n^*}\right)^{\theta_n} P_{xc}^{\theta_{xc}} \quad (8)$$

em que é assumido que  $\theta_n = \theta_n^*$  e  $\theta_m = \theta_m^*$ , e é normalizado (igual a 1) para os preços domésticos das manufaturas exportáveis.

A Equação (8) mostra que, tomando  $P_n^*$  como dado, a taxa de câmbio real do país doméstico<sup>14</sup> ( $Q$ ) aprecia em resposta a um aumento nos preços das *commodities* exportáveis, com a elasticidade dessa relação dependendo dos parâmetros  $\theta_n$  e  $\theta_{xc}$ ; ou seja, a taxa de câmbio real é mais sensível às variações nos preços das *commodities* quanto maior a participação dos bens *non-traded* e de *commodities* exportáveis na cesta de consumo doméstica. Dado o quadro teórico exposto, algumas das variáveis estruturais propostas por Chen e Lee (2014) seguem explicadas abaixo.

(i) *Abertura comercial (ABC) – Ceteris Paribus*, um país com alto grau de abertura comercial, por ter relativamente menor participação de *non-traded* na cesta de consumo doméstica (menor  $\theta_n$ ), provavelmente possui menor elasticidade da taxa de câmbio real às flutuações dos preços das *commodities*.

(ii) *Abertura financeira (ABF) – É* esperado que o aumento dos preços das *commodities* atraia fluxos de capitais, o que aumenta a produtividade do trabalho (qualificado e não qualificado) e, por conseguinte, aumenta os salários de ambas categorias de mão de obra. O incremento nos salários dos trabalhadores não-qualificados provoca aumento no preço do bem *non-traded* (Equação 5), o que gera uma apreciação da taxa de câmbio real (Equação 8). Portanto, quanto maior a abertura financeira, maior o fluxo de capital e, pelo canal Balassa-Samuelson, maior a pressão apreciativa da taxa de câmbio real. Considerando fricções no mercado financeiro, na forma de restringir os influxos de capitais para o país exportador de *commodities*, a apreciação real da taxa de câmbio frente a um choque nos preços das *commodities* exportáveis seria relativamente menor, uma vez que o ganho de produtividade marginal do trabalho no setor exportador seria menos pronunciado (CHEN; LEE, 2014). Assim, é esperado que quanto maior a abertura financeira, maior a resposta da taxa de câmbio real a choques nos preços internacionais das *commodities*.

(iii) *Reservas internacionais (RES) – O* estoque de reservas pode ajudar a estabilizar a taxa de câmbio por prover maior liquidez ao mercado de divisas. Aizenman, Edwards e Riera-Crichton (2011) analisaram a questão das reservas internacionais em países da América Latina dependentes das exportações de *commodities*. Os autores encontraram que a gestão das reservas não somente diminui o impacto de curto prazo dos choques nos termos de troca baseados nas *commodities*, como também afeta o ajustamento de longo prazo da taxa de câmbio real efetiva, diminuindo sua volatilidade.

(iv) *Dependência em relação às exportações de commodities (DREC) – A* Equação (8) mostra que, *ceteris paribus*, quanto maior  $\theta_{xc}$ , maior é a resposta da taxa de câmbio real às

<sup>14</sup> Nota-se que a taxa de câmbio real denota o preço relativo de uma cesta de consumo doméstica em termos de uma cesta de consumo estrangeira. Assim, um aumento na taxa de câmbio real significa uma apreciação real.

flutuações nos preços das *commodities*. Assim, um país mais dependente em relação às exportações de *commodities* é esperado a ter uma taxa de câmbio real mais sensível aos preços das *commodities*.

(v) *Participação no mercado mundial (PMM)* – Apesar de o modelo teórico considerar uma economia pequena, tomadora de preços internacionais para o setor exportador, essa suposição não se mantém em países cuja produção é grande o suficiente para exercer poder de mercado, no sentido de que o grande volume produzido (e exportado) pode provocar queda nos preços mundiais. Considerando esse caso, frente a uma depreciação da moeda doméstica o país poderia aumentar sua produção e exportar mais, com o intuito de gerar mais receita. Por conseguinte, o preço da *commodity* em questão cairia devido à oferta maior. Dessa forma, a produção desta *commodity* está relacionada de forma negativa com a taxa de câmbio real em países com algum grau de poder de mercado. Assim, o aumento no preço da *commodity* aprecia a moeda doméstica, mas isso arrefece suas exportações e, como consequência, a oferta da *commodity* no mercado mundial cai; esta redução de oferta sustenta os preços mundiais ainda mais. Segundo Chen e Lee (2014), por esta lógica, a relação entre taxa de câmbio real e preços de *commodities* é mais forte quando os preços são determinados endogenamente.

Pode-se separar os fatores estruturais como efeitos da globalização (i e ii), variável política (iii) e estrutura do mercado exportador (iv e v). Ressalta-se que nem todos os fatores estruturais são determinados diretamente com base no modelo teórico, e sim na literatura e por fatos estilizados sobre o tema, como é o caso das reservas internacionais e da participação no mercado mundial. A seção seguinte aborda a metodologia utilizada para testar o efeito de cada fator sobre a relação em estudo neste trabalho.

### 3 Metodologia

#### 3.1 Modelos empíricos

O modelo teórico apresentado na seção 2 subsidia a escolha de fatores estruturais que determinam a intensidade da relação entre taxa de câmbio real e preços internacionais das *commodities*. Empiricamente, para explorar o efeito que esses fatores têm sobre a relação em questão, a seguinte equação é estimada:

$$TCRE_t = \beta_0 + \beta_1 BR7_t + \beta_2 BR7_t X_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

em que  $t = 1, \dots, T$  indica o tempo (entre o primeiro trimestre de 1999 e o último de 2014);  $TCRE_t$  é a taxa de câmbio real efetiva,  $BR7_t$  é o índice de preços reais de *commodities*, composto pelas 7 principais *commodities* exportadas pelo Brasil<sup>15</sup>; e  $X_t$  é o vetor de variáveis estruturais (abertura comercial, abertura financeira, reservas internacionais, dependência em relação às exportações de *commodities* e participação no mercado mundial), na forma de variáveis do tipo *dummy*<sup>16</sup>, e exploradas como termos que interagem com  $BR7_t$ , como

<sup>15</sup> As *commodities* são: petróleo, soja, minério de ferro, açúcar, carne de frango, carne bovina e café. Detalhes sobre a elaboração do índice e das outras variáveis estão na seção 3.2.

<sup>16</sup> Todos os termos de interação foram transformados em variáveis do tipo *dummy* pelo método da mediana. Neste caso, a variável assume o valor 1 se a observação for maior do que a mediana e 0, caso contrário. Essa estratégia de transformar os fatores estruturais em variáveis binárias também foi utilizada por Chen e Lee (2014) e Bodart, Candelon e Carpentier (2014).

diferenciais de coeficiente angular. Quando analisado isoladamente, o parâmetro  $\beta_1$  define se há *commodity currency* ou não. Mas na presença dos termos de interação,  $\beta_1$  é analisado em conjunto com  $\beta_2$ , que é o parâmetro que mostra a diferença que o fator estrutural em questão impõe sobre a magnitude de  $\beta_1$ . Por fim,  $\varepsilon_t$  é o termo de erro *i.i.d.*

Sobre o efeito que cada fator estrutural potencialmente possui na conexão entre taxa de câmbio real e preços de *commodities*, é esperado que os fatores abertura comercial e reservas internacionais possuem os sinais negativos, e os demais fatores os sinais positivos.

É verificado na literatura sobre *commodity currencies* que taxa de câmbio real efetiva e preços reais das *commodities* possuem tendência estocástica e esta é comum para ambas as séries, sendo as mesmas ditas cointegradas no sentido de Engle e Granger<sup>17</sup> (BODART; CANDELON; CARPANTIER, 2012; CASHIN; CÉSPÉDES; SAHAY, 2004; CHEN; LEE, 2014; CHEN; ROGOFF, 2003; KOHLSCHEEN, 2013). A despeito de a raiz unitária na taxa de câmbio real efetiva indicar a rejeição da PPC, a cointegração significa que as flutuações nos preços das *commodities* podem ser importantes fontes de choques reais que explicam os desvios da paridade. Se duas séries são cointegradas, a relação de longo prazo entre essas séries se reduz a estimar a equação cointegrante. Portanto, a Equação (9) representa a relação de longo prazo entre as variáveis de interesse.

Neste artigo, a estimação da equação cointegrante utiliza-se da técnica de Stock e Watson (1993), denominada Mínimos Quadrados Dinâmicos (ou *Dynamic Ordinary Least Squares – DOLS*). Este estimador é utilizado na literatura sobre *commodity currencies* (BODART; CANDELON; CARPANTIER, 2012; CHEN; LEE, 2014; CHEN; ROGOFF, 2003; COUDERT; COUHARDE; MIGNON, 2008; HAMPSHIRE, 2008). O *DOLS* é um estimador eficiente de vetor de cointegração quando estão presentes componentes determinísticos e variáveis de diferentes ordens de integração ou com ordens maiores do que  $I(1)$ . Esta é uma vantagem considerável, porque em amostras finitas os pré-testes de raiz unitária podem gerar resultados dúbios (STOCK; WATSON, 1993). O método acrescenta contemporâneos *leads* e *lags* da variação dos regressores cointegrados para remover seus efeitos de curto prazo.

Segundo Choi e Oh (2003), o *DOLS* considera correlação serial e endogeneidade<sup>18</sup> e é assintoticamente equivalente ao estimador de máxima verossimilhança. Todavia, na presença de correlação serial, a matriz de variância-covariância dos distúrbios pode ser tendenciosa. Assim, opta-se pelo método de Newey e West (1987), o qual estima a matriz de variância-covariância de forma consistente na presença de heterocedasticidade e autocorrelação, quando suas formas são desconhecidas.

Uma vez verificada a cointegração e estimado o vetor cointegrante, pode-se descrever a dinâmica de curto prazo por meio de um Modelo de Correção de Erro (MCE), como especificado a seguir:

$$\Delta TCRE_t = \theta_0 + \sum_{j=1}^p \Delta TCRE_{t-j} \phi_j + \sum_{j=0}^p \Delta BR7_{t-j} \gamma_j + \theta_1 \Delta BR7_t X_t + \alpha E_{t-1} + \mu_t \quad 10)$$

em que os parâmetros de interesse são  $\alpha$ ,  $\gamma_0$  e  $\theta_1$ . O primeiro é associado a  $E_{t-1} = TCRE_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 BR7_{t-1}$  e mostra a velocidade de ajustamento, no curto prazo, a distúrbios ocorridos na relação de equilíbrio de longo prazo;  $\gamma_0$  é o coeficiente de  $\Delta BR7_t$  no período  $t$ , que quando

<sup>17</sup> Os testes de raiz unitária e de cointegração são descritos no final desta seção e as estatísticas dos testes constam na seção 4.1. Os resultados confirmam que as séries possuem raiz unitária e são cointegradas.

<sup>18</sup> Porque pode haver poder de mercado, as moedas de certos países produtores de *commodities* podem afetar os preços de *commodities*, tais como energia e produtos baseados na agricultura, o que se denomina de *currency commodities* (CLEMENTS; FRY, 2008).



examinado de forma isolada, determina se há *commodity currency* no curto prazo; e  $\theta_1$  é o vetor de coeficientes associado aos fatores estruturais e é examinado em conjunto com  $\gamma_0$  para determinar se o fator estrutural em questão altera a relação entre  $\Delta TCRE_t$  e  $\Delta BR7_t$ .

Neste trabalho, os testes propostos por Elliott, Rothenberg e Stock (1996), conhecido como Dickey-Fuller (GLS), e propostos por Zivot e Andrews (1992) são utilizados para verificar a presença de raiz unitária nas séries temporais, sendo que o último teste permite uma quebra estrutural no intercepto, na tendência e em ambos. Os testes convencionais, baseados em Engle e Granger (1987) e Phillips e Ouliaris<sup>19</sup> (1990), são utilizados para testar a hipótese nula de não cointegração. Como os testes convencionais de cointegração são sensíveis a quebra estrutural, utiliza-se o teste de Gregory e Hansen (1996), cuja hipótese nula é de não cointegração. Este teste é comumente utilizado na literatura sobre *commodity currencies* (CASHIN; CÉSPEDES; SAHAY, 2004; CHEN; LEE, 2014; KOHLSCHEEN, 2010).

De acordo com Cashin, Céspedes e Sahay (2004), o teste Gregory-Hansen é consistente também com a cointegração convencional, sem mudança no nível da série. O teste de instabilidade de Hansen (1992) é utilizado como um teste adicional de cointegração. Segundo Hansen (1992), a falta de cointegração é um caso especial da hipótese alternativa considerada, de parâmetros instáveis na relação cointegrante, tal que o teste proposto pode ser visto como um teste de hipótese nula de cointegração contra hipótese alternativa de não cointegração.

### 3.2 Descrição e fonte dos dados

Uma medida da competitividade internacional dos produtos de um país em relação a seus parceiros comerciais comumente utilizada na literatura é a taxa de câmbio real efetiva (TCRE), com base no Índice de Preço ao Consumidor (IPC), fornecida pelo Fundo Monetário Internacional (IMF, 2016a). Por esta definição, um aumento da taxa de câmbio real efetiva significa uma apreciação real da moeda doméstica. Neste trabalho, TCRE está na forma logarítmica, porque há interesse na elasticidade preço das *commodities*.

O índice real de preços internacionais de *commodities*, BR7, foi construído com preços do Banco Mundial<sup>20</sup> (WB, 2016) das sete principais *commodities* exportadas pelo Brasil, que são: petróleo, soja, minério de ferro, açúcar, carne de frango, carne bovina e café. A Figura 1A mostra que, em 2014, esses sete produtos representaram quase metade das exportações brasileiras. Os preços mundiais das *commodities* foram transformados em logaritmos e ponderados pela razão entre a média da exportação de cada *commodity* e a média da exportação do agregado das 7 *commodities* consideradas neste trabalho, semelhante ao método de Chen e Lee (2014)<sup>21</sup>.

Como os preços nominais das *commodities* são deflacionados pelo índice de valor das exportações das economias envolvidas, obtido no banco de dados do FMI<sup>22</sup> (IMF, 2016b), o índice BR7 é expresso em termos reais (relativos). Essa prática é comum na literatura para expressar os termos de troca de países com alta dependência em relação às exportações de *commodities* (BODART; CANDELON; CARPANTIER, 2012, 2014; CASHIN; CÉSPEDES; SAHAY, 2004; CHEN; LEE, 2014), uma vez que para a maioria desses países, as importações

<sup>19</sup> Os testes de Engle-Granger e Phillips-Ouliaris são testes uniequacionais de cointegração que simplesmente aplicam testes de raiz unitária sobre os resíduos. A diferença entre os dois métodos é em relação à correlação serial; enquanto o teste Engle-Granger utiliza um método paramétrico, o teste de Dickey-Fuller Aumentado, o teste de Phillips-Ouliaris utiliza a metodologia não-paramétrica de Phillips-Perron.

<sup>20</sup> World Data Bank's Global Economic Monitor Commodities.

<sup>21</sup> A diferença é que estes autores consideraram uma gama maior de *commodities*. Todavia, considerando a alta representatividade dessas 7 *commodities* no total de *commodities* exportadas pelo Brasil, essa diferença é mínima. De fato, segundo UNCTAD (2014), em 2014, todas as *commodities* exportadas pelo Brasil representavam 65% do total das exportações de mercadorias brasileiras.

<sup>22</sup> International Monetary Fund's International Financial Statistics (IFS), Trade of Goods.

são compostas de bens manufaturados de países desenvolvidos. Dessa forma, os preços das exportações brasileiras (de *commodities*) são expressos em termos das importações (de manufaturas), de forma a representar uma mensuração alternativa dos termos de troca.

A seguir, são descritas as variáveis que compõem o vetor  $X_t$ , presente nas Equações (9) e (10).

(i) *Abertura comercial (ABC)* - É definida como o grau de dependência do país quanto ao comércio externo, mensurada neste trabalho como a razão de importações mais exportações sobre o Produto Interno Bruto (PIB). Os dados mensais de comércio exterior brasileiro foram obtidos no Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior (ALICE) do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2016b), enquanto que os dados mensais do PIB foram obtidos no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil (BACEN, 2016). Todos os dados estão em dólares.

(ii) *Abertura financeira (ABF)* - É o grau de abertura da conta capital do Brasil, conforme definido por Chinn e Ito (2016). O índice Chinn-Ito é baseado em variáveis binárias que codificam a tabulação de restrições às transações financeiras internacionais reportadas no relatório do FMI, denominado *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions (AREAER)*. A frequência do índice é anual e a última atualização é com dados do *AREAER 2014*, o qual contém informações sobre o final de 2013. Como o período entre 2011 e 2013 apresentou o mesmo grau de abertura financeira (CHINN; ITO, 2016), optou-se por continuar com o mesmo patamar em 2014. Este índice também foi utilizado por Bodart, Candelon e Carpentier (2014) e Chen e Lee (2014).

(iii) *Reservas internacionais (RES)* - Esta variável é definida como as reservas internacionais, no conceito de liquidez internacional, dividida pelo PIB, ambas as séries obtidas no Banco Central do Brasil (BACEN, 2016). A frequência disponível é mensal e ambas estão em dólares.

(iv) *Dependência em relação às exportações de commodities (DREC)* - Definida como o valor das 7 principais *commodities* exportadas sobre o total de mercadorias exportadas pelo Brasil em cada período. Os dados estão em frequência mensal e foram obtidos no Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2016b).

(v) *Participação no mercado mundial (PMM)* - Definida como a soma do valor exportado de cada uma das 7 principais *commodities* exportadas pelo Brasil dividido pelo valor das exportações mundiais dessas mesmas 7 mercadorias. Essa soma é ponderada pela participação do valor exportado de cada *commodity* considerada neste trabalho no agregado das exportações brasileiras de *commodities*. Os dados das exportações mundiais têm frequência anual e foram obtidos em UN COMTRADE<sup>23</sup>. (2016). Os valores das exportações brasileiras foram coletadas no MDIC (2016b).

Como em (ii) e (v) a frequência disponível é anual, optou-se por transformar, por interpolação, para a frequência trimestral por meio do método “*constant-match average*”. Para as variáveis com periodicidade mensal, como (i), (ii), (iii), BR7 e TCRE, utilizou-se o método da última observação, ou seja, pelo mês de referência ao trimestre em questão. Esses procedimentos, tanto de interpolação quanto de transformação para dados trimestrais, também foram utilizados por Chen e Lee (2014).

---

<sup>23</sup> *United Nations's International Trade Statistics Database.*

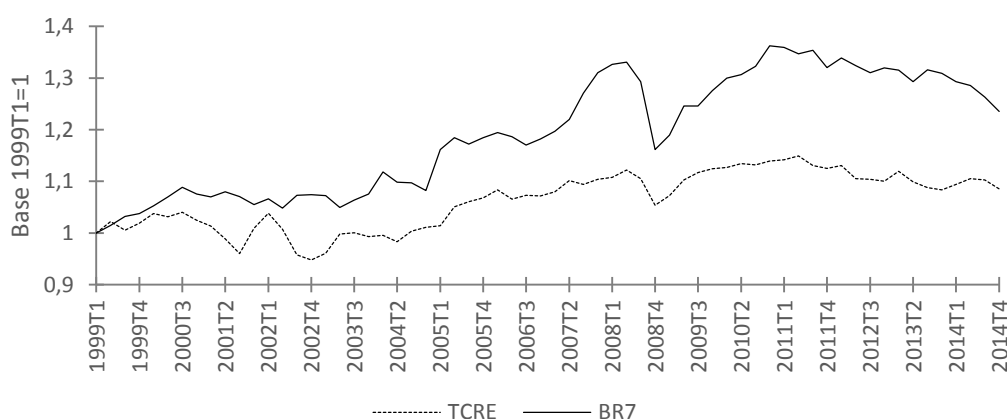
## 4 Resultados e discussão

### 4.1 Análise preliminar entre TCRE e o índice BR7

Inicialmente, apresenta-se na Figura 1, a evolução da TCRE e do índice BR7, ambas logaritmizadas. As séries parecem compartilhar a mesma tendência estocástica, o que sugere que são cointegradas. Nota-se que, entre 2003 e 2011, houve forte apreciação da taxa de câmbio real efetiva e melhora substancial dos termos de troca baseados nos preços internacionais das principais *commodities* exportadas pelo Brasil. Após este período, o índice BR7 se arrefeceu, assim como TCRE se depreciou.

Durante o regime de câmbio flutuante, em dois períodos os movimentos na taxa de câmbio real efetiva foram abruptos. Em 2002 houve depreciação da moeda doméstica sem correspondência dos preços das *commodities*, decorrente da crise de confiança que se instalou com a transição do governo federal em direção a um partido de oposição. Por outro lado, em 2008, com o deflagrar da crise financeira internacional, a queda generalizada dos preços mundiais das *commodities* ocorreu em consoante com a perda de valor do Real brasileiro.

**Figura 1.** Evolução da TCRE e do índice BR7, entre o primeiro trimestre (T1) de 1999 e o último (T4) de 2014 (séries logaritmizadas)



Fonte: Resultados da pesquisa.

O teste Dickey-Fuller (GLS) é apresentado na Tabela 1 e mostra evidências estatísticas que não permitem rejeitar a hipótese nula de raiz unitária em nenhuma das séries. Mesmo após considerar a presença de quebra estrutural, por meio do teste Zivot-Andrews (Tabela 2), não há evidências a favor da rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária. Resultados semelhantes foram encontrados por Palaia e Holland (2009), que refutaram a teoria da PPC para o Brasil, considerando testes consistentes na presença de quebra estrutural.

**Tabela 1.** Teste Dickey-Fuller (GLS) para raiz unitária na TCRE e no índice BR7

Variável	$\rho$	Modelo 1	$\rho$	Modelo 2
BR7	0	-0,610 <sup>NS</sup>	0	-1,817 <sup>NS</sup>
TCRE	3	-0,575 <sup>NS</sup>	3	-1,534 <sup>NS</sup>

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (i) Modelo 1 na versão com constante e Modelo 2 na versão com constante e tendência; (ii) as defasagens ( $\rho$ ) foram definidas pelo Critério de Informação de Akaike Modificado; e (iii) \*\*\*, \*\*, \* e <sup>NS</sup> indicam significância estatística aos níveis de 1%, 5%, 10% e não significância, respectivamente [valores críticos em Elliott, Rothenberg e Stock (1996)].

**Tabela 2.** Teste Zivot-Andrews para raiz unitária com uma quebra estrutural na TCRE e no índice BR7

Variável	$\rho$	Modelo 1	$\rho$	Modelo 2	$\rho$	Modelo 3
BR7	1	-3,268 <sup>NS</sup> (2005T1)	1	-3,814 <sup>NS</sup> (2012T2)	1	-3,914 <sup>NS</sup> (2010T3)
TCRE	2	-3,291 <sup>NS</sup> (2005T1)	2	-2,625 <sup>NS</sup> (2011T2)	2	-3,223 <sup>NS</sup> (2005T2)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (i) Modelo 1, 2 e 3 com quebra estrutural no intercepto, tendência e em ambos, respectivamente; (ii) entre parênteses a data da quebra estrutural; (iii) as defasagens ( $\rho$ ) foram definidas pelo Critério de Informação de Akaike; e (iv) \*\*\*, \*\*, \* e <sup>NS</sup> indicam significância estatística aos níveis de 1%, 5%, 10% e não significância, respectivamente.

Os resultados dos testes convencionais de cointegração entre TCRE e o índice BR7 são apresentados na Tabela 3. Por meio de todas as estatísticas de teste, há evidências favoráveis à rejeição da hipótese nula de não cointegração. De forma adicional, a aplicação do teste Gregory-Hansen, que permite uma mudança no intercepto da relação de cointegração, corrobora a rejeição da hipótese nula de não cointegração. Estes resultados indicam que existe relação de longo prazo entre TCRE e o índice BR7.

A utilização de vários testes de cointegração é necessária porque esse é um assunto relativamente controverso na literatura, uma vez que há trabalhos que rejeitam a hipótese nula de não cointegração (KOHLSCHÉEN, 2013; VERÍSSIMO; XAVIER; VIEIRA, 2012), assim como há trabalhos que não rejeitam esta hipótese para o caso brasileiro (CASHIN; CÉSPÉDES; SAHAY, 2004; CHEN; LEE, 2014; MARGARIDO; SERIGATI; PEROSA, 2010). A não rejeição da hipótese nula de cointegração parece estar associada ao período estudado, porque antes de 1999 o Brasil adotava o regime cambial administrado em bandas, o que impedia a flutuação do câmbio com qualquer fundamento macroeconômico.

**Tabela 3.** Testes de cointegração entre TCRE e o índice BR7

<i>Testes Engle-Granger (E-G) e Phillips-Ouliaris (P-O)</i>								
Variável dependente	Modelo 1 ( $\tau$ )		Modelo 1 ( $z$ )		Modelo 2 ( $\tau$ )		Modelo 2 ( $z$ )	
	<i>E-G</i>	<i>P-O</i>	<i>E-G</i>	<i>P-O</i>	<i>E-G</i>	<i>P-O</i>	<i>E-G</i>	<i>P-O</i>
TCRE	-4,56**	-3,59**	-39,36**	-20,09**	-4,87*	-3,79*	-4,87*	-22,37*
BR7	-4,58**	-3,56**	-36,69**	-18,76**	-4,80*	-3,68*	-4,80*	-24,58**

*Teste Gregory-Hansen*

Variável dependente	Est. de Teste ( $Z_t$ )	Valores Críticos			Data da quebra
		1%	5%	10%	
TCRE	-4,73**	-5,13	-4,61	-4,34	2001T3

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: As observações pertinentes aos testes Engle-Granger e Phillips-Ouliaris são: (i) Modelo 1 na versão com constante e Modelo 2 com constante e tendência; (ii) entre parênteses as estatísticas *tau* ( $\tau$ ) e *z* ( $z$ ); e (iii) as defasagens ótimas foram definidas pelo Critério de Informação de Schwarz. Por sua vez, as observações referentes ao teste Gregory-Hansen são: (a) entre parênteses a estatística de teste,  $Z_t$ ; e (b) os valores críticos apresentados se referem à versão do teste que considera uma quebra estrutural no nível (intercepto) da relação cointegrante. \*\*\*, \*\*, \* e <sup>NS</sup> indicam significância estatística aos níveis de 1%, 5%, 10% e não significância, respectivamente [valores críticos obtidos em Mackinnon (1996) e em Gregory e Hansen (1996)].

As análises preliminares sugerem que TCRE e o índice BR7 são não estacionárias e cointegradas. Isso indica que os termos de troca baseados nos preços internacionais das principais *commodities* exportadas pelo Brasil são importantes fontes das flutuações da taxa de câmbio real efetiva no longo prazo. Após verificar formalmente a existência de uma relação de longo prazo entre TCRE e o índice BR7, o restante deste trabalho trata da questão central do

estudo, que é analisar fatores estruturais que determinam a intensidade da conexão entre as variáveis em questão.

#### 4.2 Fatores estruturais que determinam a intensidade da relação entre TCRE e o índice BR7 no longo prazo

Na Tabela 4 são apresentadas as estimativas obtidas pelo método *DOLS* (longo prazo) da relação entre TCRE e o índice BR7, assim como os termos de interação (fatores estruturais) que, potencialmente, determinam a intensidade da conexão em questão. Há uma *dummy*<sup>24</sup> em todos os modelos estimados para considerar a forte depreciação real da moeda brasileira, em 2002, como resultado das eleições presidenciais no Brasil (efeito Lula).

Há evidências de *commodity currency* no Brasil para o período de câmbio flutuante (entre 1999 e 2014), uma vez que todas as estimativas indicam relação positiva, e estatisticamente significativa, entre TCRE e o índice BR7. Assim, a concentração das exportações brasileiras em produtos primários parece acontecer de tal forma que os preços desses produtos constituem uma importante fonte das flutuações da taxa de câmbio real efetiva.

Na coluna (1), na qual se encontram apenas as estimativas para o vetor de cointegração, sem os termos de interação, um aumento de 10% nos preços relativos internacionais das *commodities* implica em apreciação da taxa de câmbio real efetiva de 13,38%. Chen e Lee (2014), ao considerarem apenas os países não exportadores de petróleo, encontraram coeficiente semelhante ao deste trabalho (1,526). Outro fato que indica a robustez da elasticidade de longo prazo encontrada é a pouca alteração dos coeficientes do índice BR7 nas diversas especificações. Kohlscheen (2013) também encontrou evidências de *commodity currency* no Brasil para o período de câmbio flutuante, por meio da estimação de um vetor de cointegração.

A coluna (2) mostra os efeitos da globalização (abertura comercial e financeira) sobre a intensidade da resposta da TCRE aos choques no índice BR7. O termo referente à abertura comercial indica que, no período de maior inserção econômica no mercado internacional, há menor resposta da taxa de câmbio real efetiva aos choques nos preços relativos internacionais das *commodities*. Esse resultado é coerente com o modelo teórico (seção 2) e com as estimativas de Bodart, Candelon e Carpentier (2014) e Chen e Lee (2014).

Segundo Chen e Lee (2014), a maior abertura comercial implica na menor participação de bens *non-traded* na cesta de consumo doméstica e isso diminui a elasticidade entre a taxa de câmbio real e os preços das *commodities*. No Brasil, a abertura comercial se tornou menos pronunciada após a crise financeira de 2008 (Figura 2A). Isso sugere que após a crise a elasticidade da TCRE em relação ao índice BR7 se tornou mais intensa. A abertura financeira não apresenta impacto significativo.

São apresentadas na coluna (3) as estimativas dos coeficientes dos fatores estruturais referentes às características do mercado exportador brasileiro, que são a dependência em relação às exportações de *commodities* e a participação no mercado mundial. Os resultados indicam que os efeitos desses termos de interação não são significativos. O mesmo ocorre com as reservas internacionais, cujo coeficiente não apresenta significância estatística (coluna 4).

---

<sup>24</sup> Período considerado na *dummy*: segundo e terceiro trimestres de 2002 e primeiro trimestre de 2003.

**Tabela 4.** Elasticidades de longo prazo entre TCRE e o índice BR7 e efeitos de interação

Variável dependente: TCRE	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	2,290*** (0,180)	2,286*** (0,165)	2,337*** (0,219)	2,428*** (0,257)
$BR7_t$	1,382*** (0,116)	1,398*** (0,109)	1,346*** (0,148)	1,277*** (0,183)
<i>Dummy</i> (2002)	-0,242*** (0,030)	-0,233*** (0,026)	-0,246*** (0,033)	-0,241*** (0,030)
$BR7_t \times ABC_t$		-0,032** (0,015)		
$BR7_t \times ABF_t$		0,004 <sup>NS</sup> (0,017)		
$BR7_t \times DREC_t$			0,008 <sup>NS</sup> (0,017)	
$BR7_t \times PMM_t$			-0,001 <sup>NS</sup> (0,018)	
$BR7_t \times RES_t$				0,020 <sup>NS</sup> (0,030)
<i>leads</i>	0	0	0	0
<i>lags</i>	0	0	0	0
$R^2$ Ajustado	0,878	0,885	0,8389	0,877
Nº Obs.	63	63	63	63
Estatística <i>Lc</i>	0,101 <sup>NS</sup>	0,078 <sup>NS</sup>	0,117 <sup>NS</sup>	0,110 <sup>NS</sup>

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: (i) os termos de interação são: abertura comercial (*ABC*), abertura financeira (*ABF*), dependência em relação às exportações de *commodities* (*DREC*), participação no mercado mundial (*PMM*) e reservas internacionais (*RES*); (ii) o número de *leads* e *lags* do procedimento *DOLS* foram escolhidos pelo Critério de Informação de Schwarz; (iii) entre parênteses os erros padrão de Newey-West (*HAC*); (iv) a coluna (1) mostra a elasticidade de longo prazo da TCRE em resposta a um choque no índice BR7; (v) as colunas (2), (3) e (4) as elasticidades de longo prazo com os efeitos de interação; (vi) a Estatística *Lc* do teste de instabilidade de Hansen é reportada em todas as colunas, em que a hipótese nula é que os parâmetros cointegrantes são constantes e a hipótese alternativa, por sua vez, é de não cointegração devido a uma alteração nos parâmetros em algum ponto desconhecido da amostra; e (vii) \*\*\*, \*\*, \* e <sup>NS</sup> indicam significância estatística aos níveis de 1%, 5%, 10% e não significância, respectivamente [valores críticos referentes à Estatística *Lc* em Hansen (1992)].

A Estatística *Lc*, do teste de instabilidade de Hansen, mostra que não há evidências de instabilidade nos parâmetros da relação de longo prazo entre TCRE e o índice BR7. Assim, os resultados são robustos à presença de quebra estrutural.

#### 4.3 Fatores estruturais que determinam a intensidade da relação entre TCRE e o índice BR7 no curto prazo

Os resultados apresentados na Tabela 5 caracterizam a dinâmica de curto prazo da relação entre TCRE e o índice BR7, estimada em um Mecanismo de Correção de Erro. Em todas as especificações, o coeficiente do termo de correção de erro ( $E_{t-1}$ ) apresenta sinal negativo e valor menor do que a unidade, indicando que os desvios da relação de equilíbrio de longo prazo são corrigidos de forma gradual e estabilizadora.

As estimativas apresentadas na coluna (1) sugerem que no Brasil há *commodity currency* também no curto prazo, com as variações no índice BR7 impactando positivamente as variações na TCRE. Essas estimativas divergem dos resultados de Kohlscheen (2013), que não encontrou coeficiente significativo utilizando o modelo VECM (*Vector Error Correction Model*) para a variação do índice de preços de *commodities*. O autor estudou o período de câmbio flutuante entre janeiro de 1999 e setembro de 2012. Também utilizando o modelo VECM, os resultados de Veríssimo, Xavier e Vieira (2012) indicam evidências fracas de *commodity currency* para o período entre 1995 e 2009, mas sustentam indícios mais fortes a partir de 2003. Com dados para um conjunto de 63 países, sendo a maioria países em desenvolvimento, Chen e Lee (2014) também encontraram fracas evidências de *commodity currency* no curto prazo. Os autores utilizaram dados semelhantes aos deste trabalho, porém o período investigado abrangeu três décadas.

Uma das fontes da divergência dos resultados encontrados neste estudo com outros trabalhos acadêmicos é consequência do período considerado na análise. Além disso, o presente estudo destaca que o índice criado para representar as flutuações nos preços das *commodities* é inédito e reflete os preços relativos, uma vez que os valores nominais são deflacionados pelo índice de valor das exportações das economias desenvolvidas, conforme discutido na metodologia. Essa forma de expressar os movimentos exógenos nos termos de troca parece ser consistente para explicar flutuações na taxa de câmbio real efetiva de países em desenvolvimento exportadores de produtos primários (BODART; CANDELON; CARPANTIER, 2012; CASHIN; CÉSPÉDES; SAHAY, 2004), o que inclui o caso brasileiro.

Os resultados apresentados na coluna (2), da Tabela 5, se referem aos efeitos da globalização sobre a intensidade da relação entre o índice BR7 e a TCRE. O coeficiente da abertura comercial apresenta o sinal de acordo com o modelo teórico e é significativo a 5%. Isso significa que, mesmo no curto prazo, quanto mais se estimula o comércio internacional, menor é a elasticidade da variação da TCRE em relação aos choques na variação do índice BR7. A abertura financeira não apresenta impacto significativo.

Na coluna (3), os resultados apresentados indicam que a dependência em relação às exportações de *commodities* é um fator intensificador da relação entre TCRE e o índice BR7. Assim, dada a preocupação com os mecanismos de transmissão da Doença Holandesa e associando a dependência em relação às exportações de *commodities* com a abertura comercial, as evidências estatísticas indicam que para diminuir a elasticidade da variação da TCRE a choques na variação do índice BR7, é necessário estimular o comércio exterior (abertura comercial), mas de forma a diversificar a pauta de exportação em direção aos produtos mais intensivos em tecnologia.

Os dados apresentados na Figura 2A mostram que, após a crise de 2008, houve aumento da dependência em relação às exportações de *commodities*. Assim, tanto o arrefecimento da abertura comercial quanto a maior dependência em relação às exportações de *commodities* indicam que no período pós-crise a relação entre TCRE e o índice BR7 se tornou mais intensa. O termo de interação referente à participação no mercado mundial não apresenta impacto significativo.

Por fim, o resultado da variável política, reservas internacionais, é apresentado na coluna (4). Há indícios de que quanto maiores as reservas internacionais, maior a intensidade da resposta da variação da TCRE aos choques na variação do índice BR7, ao contrário do que é sustentado no modelo teórico. O que pode explicar tal fato é que desde a adoção do regime de câmbio flutuante e das metas de inflação, as intervenções no mercado cambial têm o objetivo declarado de prover liquidez em momentos de necessidade e acumular reservas, mas não de influenciar o nível ou a tendência da taxa de câmbio (BASTOS; FONTES, 2014). Apesar de ser discutível a afirmação de que as intervenções do Banco Central do Brasil não procuram influenciar a tendência da taxa de câmbio, a autoridade monetária conta com instrumentos

financeiros capazes de influenciar o mercado cambial, como os *swaps*, que é o derivativo mais utilizado pela autoridade monetária (BASTOS; FONTES, 2014). De fato, o período de pressão altista dos preços internacionais de diversas *commodities* coincide, em partes, com o acúmulo de reservas internacionais, que apresentou expansão após o ano de 2006 (BACEN, 2016). Isso pode explicar o fato das reservas internacionais apresentarem sinal positivo e significativo.

**Tabela 5.** Elasticidades de curto prazo entre TCRE e o índice BR7 e efeitos de interação

Variável dependente: $\Delta TCRE$	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	-0,003 <sup>NS</sup> (0,00)	-0,000 <sup>NS</sup> (0,008)	0,008 <sup>NS</sup> (0,009)	0,005 <sup>NS</sup> (0,008)
$\Delta BR7_t$	1,057*** (0,257)	1,671*** (0,402)	0,539 <sup>NS</sup> (0,382)	0,455 <sup>NS</sup> (0,290)
$\Delta BR7_{t-1}$	-0,075 <sup>NS</sup> (0,245)	0,013 <sup>NS</sup> (0,227)	-0,034 <sup>NS</sup> (0,237)	-0,105 <sup>NS</sup> (0,245)
$\Delta TCRE_{t-1}$	0,183 <sup>NS</sup> (0,115)	0,160 <sup>NS</sup> (0,116)	0,170** (0,1276)	0,176 <sup>NS</sup> (0,120)
$E_{t-1}$	-0,501*** (0,135)	-0,520*** (0,129)	-0,495*** (0,135)	-0,486*** (0,129)
<i>Dummy</i> (2002)	-0,126*** (0,034)	-0,120*** (0,031)	-0,135*** (0,036)	-0,121*** (0,032)
$\Delta BR7_t \times ABC_t$	-	-1,309*** (0,429)	-	-
$\Delta BR7_t \times ABF_t$	-	0,492 <sup>NS</sup> (0,422)	-	-
$\Delta BR7_t \times PPM_t$	-	-	-0,127 <sup>NS</sup> (0,293)	-
$\Delta BR7_t \times DREC_t$	-	-	0,851** (0,376)	-
$\Delta BR7_t \times RES_t$	-	-	-	0,822** (0,351)
$R^2$ Ajustado	0,377	0,410	0,392	0,396
Estatística F	8,399***	7,057***	6,622***	7,691***
Nº Obs.	62	62	62	62

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: (i) os termos de interação são: abertura comercial (*ABC*), abertura financeira (*ABF*), dependência em relação às exportações de *commodities* (*DREC*), participação no mercado mundial (*PPM*) e reservas internacionais (*RES*); (ii) a coluna (1) expõe os resultados do MCE sem os termos de interação, que se encontram da coluna (2) a (4); (iv) entre parênteses os erros padrão de Newey-West (*HAC*); e (v) \*\*\*, \*\*, \* e <sup>NS</sup> indicam significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%, e não significância, respectivamente.

## 5 Conclusões

O Brasil possui quase 50% de suas exportações totais concentradas em 7 produtos primários. Portanto, choques nos preços internacionais das principais *commodities* exportadas são fontes significativas das variações exógenas nos termos de troca, que estão associadas às



flutuações da moeda doméstica. Não obstante já haver na literatura indícios de *commodity currency* no Brasil, não há indicações de fatores estruturais que alteram a intensidade da relação entre taxa de câmbio real efetiva e flutuações nos preços relativos das *commodities*. Este artigo pretende preencher essa lacuna.

Os resultados empíricos indicam que a taxa de câmbio real efetiva e o índice de preços relativos das *commodities* possuem tendência estocástica comum. Além disso, verifica-se uma relação positiva entre as séries estudadas, tanto no curto quanto no longo prazo. Dessa forma, os resultados permitem ser possível associar a apreciação da moeda doméstica ocorrida na década passada ao aumento nos preços das principais *commodities* exportadas pelo Brasil, assim como a depreciação do Real brasileiro ocorrida desde 2011 ao arrefecimento nos preços dessas mercadorias.

De acordo com o modelo teórico, a relação positiva entre a taxa de câmbio real efetiva e o índice de preços relativos internacionais de *commodities* é amenizada, no longo prazo, pela abertura comercial. Este fator também é significativo no modelo de curto prazo, assim como o termo de interação referente à dependência em relação às exportações de *commodities*.

Dada a preocupação com a Doença Holandesa, se o intuito for reduzir a elasticidade entre as variáveis em estudo neste trabalho, pode-se estimular o comércio internacional. Contudo, para obter efeitos no curto prazo, a abertura comercial tem de ser realizada de forma a diminuir a dependência do país em relação às exportações de *commodities*, ou seja, diversificando a pauta de exportações brasileiras em direção aos produtos mais intensivos em tecnologia. Nesse sentido, pode-se utilizar de medidas de política industrial que visam aumentar a produtividade setorial, como estimular a qualificação da mão de obra e incentivar inovações tecnológicas.

Mesmo diante de um cenário de queda nos preços das *commodities*, um intenso atrelamento dos preços dessas mercadorias com a taxa de câmbio real pode favorecer a depreciação da moeda doméstica, e isso implica em maiores custos para setores que necessitam de insumos de produção importados, o que prejudica a produtividade setorial.

O canal pelo qual a maior conexão entre os choques exógenos nos preços de *commodities* e a taxa de câmbio real afeta o crescimento econômico não é claro. Todavia, sabe-se que a política cambial é fator determinante da competitividade do setor industrial. Portanto, se choques exógenos afetam de forma intensa a taxa de câmbio real, a competitividade do setor industrial passa a depender de fatores externos, não necessariamente consoantes com os objetivos de desenvolvimento econômico da nação. Nesse sentido, a investigação de fatores estruturais que efetivamente influenciam na relação entre preços de *commodities* e taxa de câmbio real é de fundamental importância para os formuladores de políticas. Estratégias de globalização e de estruturação do setor exportador podem ser elaboradas com o intuito de, por exemplo, usufruir do aumento de receita frente a um aumento nos preços das *commodities* exportadas, e diminuir os custos envolvidos, como o que a apreciação real da moeda doméstica causa na competitividade do setor de manufaturas.

## Referências

AIZENMAN, J.; EDWARDS, S.; RIERA-CRICHTON, D. Adjustment patterns to commodity terms of trade shocks: the role of exchange rate and international reserves policies. **Working Paper Series 17692**. National Bureau of economic research (NBER), 2011.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BACEN). Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS). Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/pec/series/port/aviso.asp>>. Acesso em Fevereiro de 2016.

BASTOS, E. K. X.; FONTES, P. V. DA S. Mercado de Câmbio Brasileiro, Intervenções do Banco Central e Controles de Capitais de 1999 a 2012. **Texto para Discussão 1934**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Rio de Janeiro, 2014.

BODART, V.; CANDELON, B.; CARPANTIER, J. Real exchanges rates in commodity producing countries: A reappraisal. **Journal of International Money and Finance**, v. 31, n. 6, p. 1482–1502, 2012.

BODART, V.; CANDELON, B.; CARPANTIER, J. Real exchanges rates, commodity prices and structural factors in developing countries. **Journal of International Money and Finance**, v. 51, p. 264–284, 2014.

BRESSER-PEREIRA, L. C. The Dutch disease and its neutralization: a Ricardian approach. **Revista de Economia Política**, v. 28, n. 1, p. 47–71, 2008.

CARNEIRO, R. DE M. Commodities, choques externos e crescimento: reflexões sobre a América Latina. **Macroeconomía del desarrollo** 137, Santiago, 2012.

CASHIN, P.; CÉSPÉDES, L. F.; SAHAY, R. Commodity currencies and the real exchange rate. **Journal of Development Economics**, v. 75, p. 239–268, 2004.

CHEN, Y.; LEE, D. What Makes a Commodity Currency? **Working Paper 20**. Department of Economics, University of California, Riverside, 2014

CHEN, Y.; ROGOFF, K. Commodity Currencies. **Journal of International Economics**, v. 60, p. 133–169, 2003.

CHINN, M.; ITO, H. The Chinn-Ito Index. Disponível em: < [http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito\\_website.htm](http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm)>. Acesso em janeiro de 2016.

CHOI, W. G.; OH, S. A Money Demand Function with Output Uncertainty, Monetary Uncertainty, and Financial Innovations. **Journal of Money, Credit & Banking**, v. 35, n. 5, p. 685–709, 2003.

CLEMENTS, K. W.; FRY, R. Commodity currencies and currency commodities. **Resources Policy**, v. 33, n. 2, p. 55–73, 2008.

COUDERT, V.; COUHARDE, C.; MIGNON, V. Do Terms of Trade Drive Real Exchange Rates? Comparing Oil and Commodity Currencies. **Working Paper 32**. Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales, Paris, 2008.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813–836, 1996.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251–76, 1987.

GREGORY, A. W.; HANSEN, B. E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. **Journal of Econometrics**, v. 70, n. 1, p. 99–126, 1996.

HAMPSHIRE, B. N. **O efeito de preços de commodities sobre a taxa de câmbio real para países exportadores de commodities: uma análise empírica**. Dissertação (Mestrado). Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2008.

HANSEN, B. E. Test for Parameter Instability in Regression with I(1) Processes. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 321–335, 1992.

INTERNATIONAL MONETARY FUND (IMF). IMF data, International Financial Statistics, Exchange Rates. Disponível em: < <http://data.imf.org/regular.aspx?key=60998120>>. Acesso em Janeiro de 2016a.

INTERNATIONAL MONETARY FUND (IMF). IMF data, International Financial Statistics, Trade de Goods. Disponível em: < <http://data.imf.org/regular.aspx?key=60998127>>. Acesso em Janeiro de 2016b.

KOHLSCHEEN, E. Emerging floaters: Pass-throughs and (some) new commodity currencies. **Journal of International Money and Finance**, v. 29, n. 8, p. 1580-1595, 2010.

KOHLSCHEEN, E. Long-run determinants of the brazilian real: a closer look at commodities. **Working Papers Series 314**, Banco Central do Brasil, Brasília, 2013.

MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, n. April, p. 601–618, 1996.

MARGARIDO, M. A.; SERIGATI, F. C.; PEROSA, B. B. Análise do mecanismo de transmissão dos preços internacionais de *commodities* agrícolas sobre o comportamento da taxa de câmbio real no Brasil. **Textos para Discussão 256**, Fundação Getúlio Vargas, Escola de Economia de São Paulo, São Paulo, 2010.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR (MDIC). Estatísticas de comércio exterior – Outras estatísticas de comércio exterior. Disponível em: < <http://www.mdic.gov.br/sitio/interna/interna.php?area=5&menu=608>>. Acesso em Janeiro de 2016a.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR (MDIC). Análise das Informações de Comércio Exterior (ALICE). Disponível em: <<http://aliceweb2.mdic.gov.br/>>. Acesso em Janeiro de 2016b.

NEWAY, W. K.; WEST, K. D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, v. 55, n. 3, p. 703–708, 1987.

PALAIA, D.; HOLLAND, M. Taxa de câmbio e paridade de poder de compra no Brasil: análise econométrica com quebra estrutural. **Economia Aplicada**, v. 14, n.1, p. 5-24, 2010.

PHILLIPS, P. C. B.; OULIARIS, S. Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. **Econometrica**, v. 58, n. 1, p. 165–193, 1990.

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

SCALCO, P. R.; DUARTE, H.; CAMPOS, A. C. Choques na Taxa de Câmbio Real e o Saldo da Balança Comercial Agropecuária Brasileira: evidências da Curva J entre 1994 e 2007. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 50, n. 4, p. 595–610, 2013.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. **Econometrica**, v. 61, n. 4, p. 783–820, 1993.

UNITED NATIONS COMTRADE (UN COMTRADE). UN Comtrade Database – United Nations's International Trade Statistics Database. Disponível em: <<http://comtrade.un.org/data/>>. Acesso em janeiro de 2016.

UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT (UNCTAD). **State of commodity dependence 2014**. Printing at United Nations, New York e Geneva, p. 202, 2014.

VERÍSSIMO, M. P.; XAVIER, C. L.; VIEIRA, F. Taxa de Câmbio e Preços de Commodities : Uma Investigação sobre a Hipótese da Doença Holandesa no Brasil. **Revista EconomiA**, v. 13, n. 1, p. 93–130, 2012.

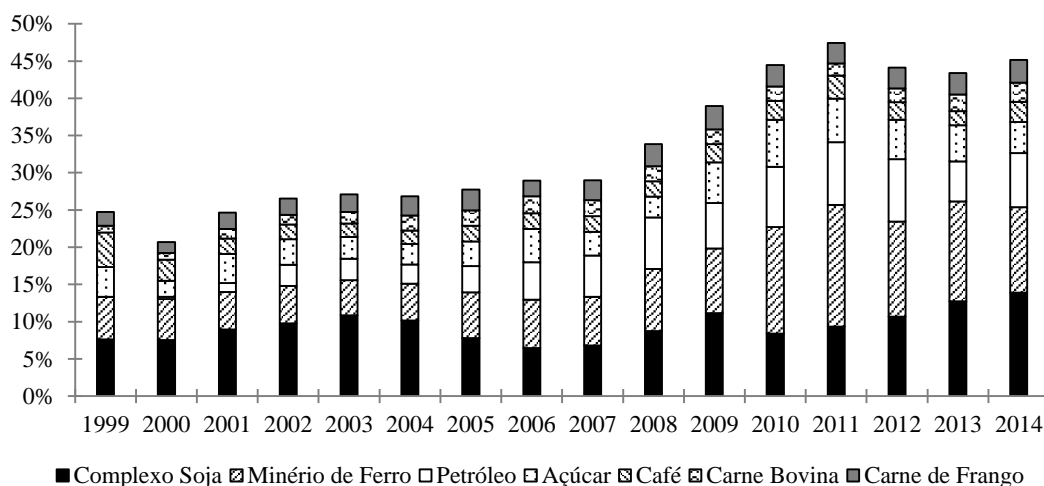
VERÍSSIMO, M.; XAVIER, C. Taxa de câmbio, exportações e crescimento: uma investigação sobre a hipótese de doença holandesa no Brasil. **Brazilian Journal of Political**, v. 33, n. 130, p. 82–101, 2013.

WORLD BANK (WB). World Data Bank: Global Economic Monitor Commodities. Disponível em: <<http://databank.worldbank.org/data/databases/commodity-price-data>> Acesso em Janeiro de 2016.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 251–270, 1992.

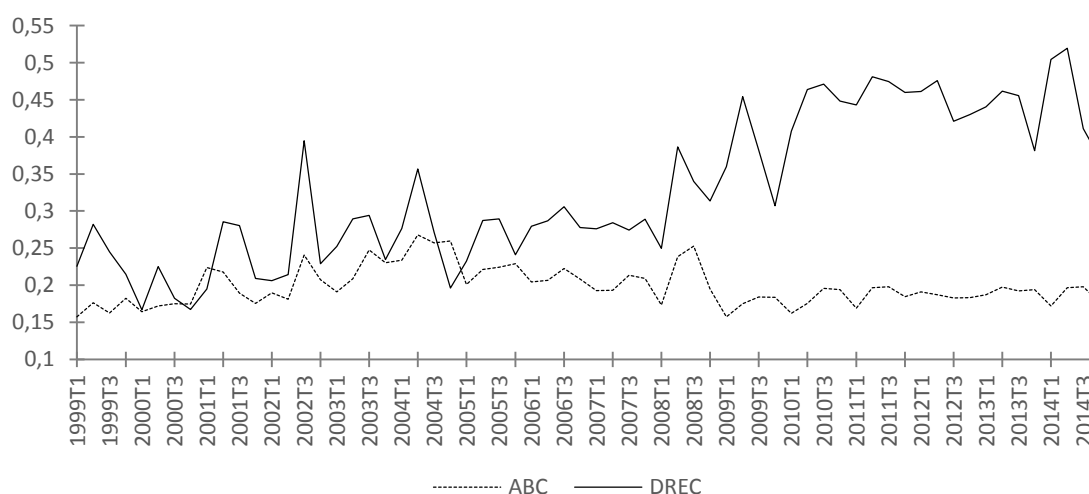
## ANEXOS

**Figura 1A.** Evolução da participação das principais *commodities* exportadas no total das exportações brasileiras entre 1999 e 2014.



Fonte: Elaborada pelos autores, a partir de dados do MDIC (2016b).

**Figura 2A.** Evolução da abertura comercial (ABC) e da dependência em relação às exportações de *commodities*, entre o primeiro trimestre (T1) de 1999 e o último (T4) de 2014.



Fonte: Elaborada pelos autores, a partir de dados do MDIC (2016b) e do BACEN (2016).