

## **Um Modelo Estruturalista-Keynesiano de Determinação da Taxa de Câmbio Real "Ótima" para o Desenvolvimento Econômico Brasileiro: 1999-2015**

*André Nassif - Universidade Federal Fluminense (UFF) e  
Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES)*  
[andrenassif27@gmail.com](mailto:andrenassif27@gmail.com)

*Carmem Feijó - Universidade Federal Fluminense (UFF)*  
[cbfeijo@gmail.com](mailto:cbfeijo@gmail.com)

*Eliane Araújo - Universidade Estadual de Maringá (UEM)*  
[elianedearaujo@gmail.com](mailto:elianedearaujo@gmail.com)

### **RESUMO**

Este artigo apresenta uma estimativa da taxa de câmbio real "ótima" de longo prazo para a economia brasileira no período 1999-2015. A taxa de câmbio real "ótima" de longo prazo é aquela que, por ser capaz de realocar eficientemente os recursos produtivos em direção aos setores geradores e difusores dos ganhos de produtividade para a economia como um todo, tende a acelerar e sustentar, *ceteris paribus*, o desenvolvimento econômico. Diferentemente dos modelos convencionais, utilizamos um modelo estruturalista-keynesiano para demonstrar, teórica e empiricamente, que os fatores que influenciam a trajetória da taxa de câmbio real no longo prazo, bem como seu distanciamento em relação à taxa de câmbio real "ótima" para o desenvolvimento econômico são, todos, simultaneamente explicados por variáveis estruturais e variáveis influenciadas pela política macroeconômica de curto prazo. Estimamos que, após ter atravessado uma longa tendência de significativa apreciação real desde o final de 2005, a taxa de câmbio real no Brasil alcançou seu nível "ótimo" em meados de janeiro de 2016.

Palavras-chave: taxa de câmbio real; taxa de câmbio real "ótima"; sobrevalorização; Brasil

### **ABSTRACT**

This paper shows an econometric estimation for Brazil's long-term "optimal" real exchange rate covering the 1999-2015 period. The long-term "optimal" real exchange rate is understood as that which is able to efficiently reallocate production resources towards industries with a high capacity to generate and spillover productivity gains to the economy as a whole. In doing so, economic development, everything else being equal, is accelerated and sustained. Differently from the conventional models, we present a Structuralist-Keynesian model to theoretically and empirically demonstrate that the variables in the path of the long-term real exchange rate, as well as its misalignment from the "optimal" level that is appropriate for economic development, are, all, simultaneously, explained by both structural variables and those associated with the short-term economic policy. We estimate that, after having crossed a long trend of significant real appreciation since the end of 2005, the real exchange rate reached its "optimal" level in Brazil in the first half of January 2016.

Keywords: real exchange rate; "optimal" real exchange rate; overvaluation; Brazil.

JEL classification: F30; F32; F39

Área 7 da ANPEC: Economia Internacional

# Um Modelo Estruturalista-Keynesiano de Determinação da Taxa de Câmbio Real "Ótima" para o Desenvolvimento Econômico Brasileiro: 1999-2015

## 1. Introdução

Como tem insistido pioneiramente no Brasil, o professor Luiz Carlos Bresser-Pereira, no esforço de construir uma macroeconomia estruturalista do desenvolvimento, realça o papel preponderante exercido pela taxa de câmbio real no processo de desenvolvimento e de convergência econômica (*catching up*) de um país de economia emergente (ver Bresser-Pereira, 2010). Não se trata, evidentemente, de reduzir o desenvolvimento econômico, um fenômeno tão complexo influenciado não somente por forças econômicas, mas também históricas, sociais, culturais, entre outras, a apenas uma variável (a taxa de câmbio real). Ao contrário, supondo que os diversos fatores que influenciam o desenvolvimento estejam atuando em seu favor, o referido autor, agora em livro recentemente publicado com seus co-autores (Bresser-Pereira, Oreiro e Marconi, 2014), argumenta que um processo de desenvolvimento se sustenta desde que o país conviva com uma taxa de inflação estável, uma taxa de juros real média inferior à taxa de retorno real média sobre o capital, uma taxa de salários reais que aumente em consonância com o incremento da produtividade da economia e uma taxa de câmbio considerada “competitiva”. Dentre todas essas variáveis, os autores enfatizam, entretanto, que a taxa de câmbio real é o preço macroeconômico mais importante, porque exerce influência sobre todos os demais (inclusive sobre a taxa de inflação). Ou seja,

As variáveis macroeconômicas-chave, além da taxa de investimento, são o déficit em conta corrente e a taxa de câmbio (...). As importações, as exportações, a taxa de investimento, a taxa de poupança e a inflação dependem dela [da taxa de câmbio real]. Os investimentos também, porque podemos pensar a taxa de câmbio [real] como o interruptor de luz que conecta ou desconecta as empresas eficientes existentes num país dos mercados externos e de seus próprios mercados internos (Bresser-Pereira, Oreiro e Marconi, 2014:10-11).

Não por acaso, nas experiências exitosas dos países asiáticos que já conseguiram promover a convergência econômica (*catching up*)<sup>1</sup> para padrões de renda per capita e bem-estar dos países desenvolvidos (em especial, a Coreia do Sul, Taiwan e Cingapura) bem como dos que ainda estão perseguindo tal estratégia, como a China e a Índia, as moedas desses países dificilmente ficam sobrevalorizadas por longo período de tempo, como tem sido o caso do Brasil nas últimas décadas (ver Nassif, Feijó e Araújo, 2011, para o caso do Brasil, e Nassif, Feijó e Araújo, 2015, para os casos de China e Índia).

Curiosamente, a literatura teórica internacional sobre desenvolvimento não confere a importância devida à taxa de câmbio real como variável absolutamente estratégica. Nada obstante, o mesmo não se pode concluir sobre a enorme literatura empírica que procura avaliar a relação entre a trajetória da taxa de câmbio real e o crescimento econômico no longo prazo. Um vasto arsenal de estudos econométricos avalia que a sobrevalorização cambial durante períodos prolongados de tempo em países em desenvolvimento, a não ser que seja resultado “natural” do aumento da produtividade dos bens *tradable vis-à-vis* dos não *tradable* (em especial, serviços) – fenômeno que capta o efeito Harrod-Balassa-Samuelson -, tende a reduzir o crescimento econômico no longo prazo (Razin e Collins, 1999; Dollar e Kray, 2003; Prasad, Rajan e Subramanian, 2006; Gala, 2008).

---

<sup>1</sup> Ver Amsden (1989; 2001).

Recentemente, os estudos empíricos foram além e têm mostrado que não apenas a sobrevalorização cambial é perniciosa para o desenvolvimento econômico, mas também que uma ligeira subvalorização em relação à taxa de equilíbrio de longo prazo (uma pequena depreciação em termos reais) tende a acelerá-lo. Embora tal conclusão empírica tenha sido pioneiramente apontada por Rodrik (2008) e confirmada por Berg e Miao (2010), Williamson (2008:14), um insuspeito especialista em taxa de câmbio real, também conclui que “a política ótima (em termos de maximização do crescimento) é indubitavelmente uma *pequena* subvalorização” (tradução livre dos autores, e *itálico* do original). A ênfase de Williamson no termo “pequena” não é gratuita, uma vez que, evidentemente, uma subvalorização muito acentuada em relação à taxa de câmbio real de equilíbrio “neutra”, compatível com a paridade real do poder de compra, tende a replicar, de forma mais duradoura, processos inflacionários.<sup>2</sup>

Em artigo anterior (Nassif, Feijó e Araújo, 2011), propusemos uma metodologia teórica e econométrica de estimação da trajetória da taxa de câmbio real de longo prazo para economias em desenvolvimento. Além disso, introduzimos o conceito e estimamos (até onde saibamos, de forma pioneira no Brasil) econometricamente a taxa de câmbio real “ótima” (ou “competitiva”) de longo prazo, definida como aquela capaz de realocar de forma eficiente os recursos da economia em direção aos setores geradores e difusores dos ganhos de produtividade para a economia como um todo, acelerando e sustentando, *ceteris paribus*, o desenvolvimento econômico. O conceito é similar à taxa de câmbio real de “equilíbrio industrial”, proposta por Bresser-Pereira (2010), como aquela capaz de manter as empresas operando no estágio da arte tecnológica compatível com o setor da atividade produtiva a que pertence. Em que pese as similitudes, a taxa de “equilíbrio industrial” não é exatamente igual à taxa de câmbio real “ótima” de longo prazo por nós proposta, pois esta, sendo ligeiramente depreciada em relação à sua respectiva trajetória de equilíbrio de longo prazo, não é necessariamente uma taxa de equilíbrio (“industrial”, ou mesmo em relação ao equilíbrio “neutro” da paridade real do poder de compra). Não por acaso, por nada ter a ver com métodos de maximização ou taxas de equilíbrio, o termo “ótimo” no nosso conceito sempre aparece entre aspas.

O artigo concluiu que a taxa de câmbio real teria alcançado seu nível “ótimo” (a taxa de câmbio real de longo prazo estimada econometricamente, não a observada) em 2004 (média do período). Em abril de 2011, como a taxa de câmbio real “ótima” deveria ser da ordem de R\$2,90/US\$, contra um nível observado de apenas R\$1,59/US\$, havia, então uma (mega) sobrevalorização de 82% em relação ao nível competitivo necessário para sustentar o processo de desenvolvimento econômico brasileiro!

Uma vez que o real brasileiro sofreu rápida e intensa depreciação nominal ao longo de 2015, este artigo tem dois objetivos principais: i) primeiro, refinar a discussão teórica do modelo estruturalista-keynesiano proposto, a fim de distingui-lo dos modelos convencionais com respeito tanto aos aspectos teóricos e empíricos relacionados à trajetória da taxa de câmbio real de longo, como em relação ao desvio da taxa de câmbio nominal observada em relação à taxa de câmbio real “ótima”; e ii) reestimar econometricamente a taxa de câmbio real “ótima” de longo prazo, a fim de identificar se a taxa de câmbio nominal observada no início de janeiro de 2016 estaria acima (subvalorizada), abaixo (sobrevalorizada) ou muito próxima ou mesmo igual à taxa de

---

<sup>2</sup> Como mostraram Krugman e Taylor (1978), quando um país corrige de forma abrupta e *once for all* uma acentuada sobrevalorização (digamos, o Brasil, ao longo de 2015), os efeitos inflacionários e recessivos (porque reduz o salário real) no curto prazo são inequívocos. No entanto, tão logo os agentes incorporam esse novo equilíbrio de preços relativos, *ceteris paribus*, a taxa de retorno real média sobre o capital empregado nas atividades produtivas tende a aumentar e, como resultado, o crescimento econômico e a produtividade crescem e se sustentam no longo prazo.

câmbio real “ótima”. Assim sendo, neste trabalho, faremos uma apreciação crítica dos modelos convencionais de determinação da taxa de câmbio real no longo prazo, bem como do seu nível de desalinhamento (Seção 2), para, em seguida, discutir um modelo teórico estruturalista-keynesiano, bem como as implicações para sua estimação empírica (Seção 3) e, finalmente, proceder à estimação econométrica tanto da trajetória da taxa de câmbio real de longo prazo no Brasil, como do nível considerado “ótimo” para o desenvolvimento econômico (Seção 4). O artigo finaliza com uma Conclusão (Seção 5).

## 2. O modelo convencional de determinação da taxa de câmbio real no longo prazo e o nível de desalinhamento: uma apreciação crítica

A principal teoria acerca do comportamento da taxa de câmbio real no longo prazo (*RER*, do inglês real exchange rate) se baseia na hipótese da chamada paridade relativa do poder de compra. Segundo esta hipótese, para que o poder de compra entre duas moedas (expressas numa mesma unidade monetária comum) fique constante ao longo do tempo, a taxa de câmbio nominal cotada no mercado (e expressa como o preço doméstico de uma unidade de moeda estrangeira, digamos R\$/US\$) deve ser corrigida pela diferença entre as taxas de inflação doméstica e internacional.<sup>3</sup> A variação da taxa de câmbio real ao longo do tempo pode ser expressa por:

$$RER = \dot{e} - (\dot{P} - \dot{P}^*) \quad (1)$$

em que *RER* é a taxa de câmbio real; *e* é a taxa de câmbio nominal; *P* é o nível de preços doméstico e *P\** o nível de preços externo, digamos dos Estados Unidos. Como os pontos sobre as variáveis indicam taxas instantâneas de variação no tempo, a equação (1) mostra que o aumento da taxa de câmbio real ao longo do tempo (isto é, uma depreciação real da moeda doméstica em relação à estrangeira) deve ser igual ao aumento da taxa de câmbio nominal (ou seja, à depreciação nominal da moeda doméstica) menos o diferencial entre as taxas de inflação doméstica e externa.

Tal definição implica que um aumento de *RER* ou *e* acarreta uma depreciação da moeda doméstica em relação à externa (respectivamente, real e nominal), ao passo que uma redução de *RER* ou *e* acarreta uma apreciação da moeda doméstica em relação à externa (respectivamente, real e nominal). O principal problema teórico diz respeito a determinar as forças que supostamente levam a taxa de câmbio real para um determinado nível de equilíbrio de longo prazo, fazendo com que ela se iguale, neste caso, à taxa de câmbio nominal considerada “neutra” do ponto de vista competitivo (“neutra”, com respeito aos benefícios que possam acarretar aos produtores domésticos que competem com as importações; aos exportadores; e aos importadores). De acordo com a teoria convencional, há forças “fundamentais” que levam a taxa de câmbio nominal a convergir no longo prazo para o seu nível de equilíbrio real (Taylor e Taylor, 2004). Quaisquer desvios da taxa de câmbio real de seu nível de equilíbrio “fundamental” seriam acarretados transitoriamente por choques exógenos não previstos.

Não por acaso, nas estimativas empíricas convencionais da trajetória da taxa de câmbio real, bem como de seu nível de desalinhamento (subvalorização ou sobrevalorização) em relação ao nível de equilíbrio de longo prazo, as duas principais forças estruturais que tendem a influenciar a taxa de câmbio real em determinado país (ou seja, levá-la para seu nível de equilíbrio “fundamental”) são: i) a relação entre a variação da produtividade dos bens comercializáveis (ou *tradables*) *vis-à-vis* dos bens não comercializáveis (*nontradables*); e ii) o comportamento dos termos de troca (*ToT*).

<sup>3</sup> Para uma excelente demonstração matemática a partir da hipótese da paridade absoluta do poder de compra, ver Simonsen e Cysne (1995:99-100).

Com respeito à primeira força estrutural, uma vez que, com o desenvolvimento econômico, a produtividade dos bens *tradable* tende a crescer de forma mais acelerada que a dos bens *nontradable*, a queda dos preços relativos dos primeiros em determinado país implica que sua moeda tende a ser “naturalmente” apreciada. Este é o conhecido efeito Harrod-Balassa-Samuelson, que sugere que, como lembram Obstfeld e Rogoff (1996,ch.4, tradução livre do original), “os níveis de preços tendem a aumentar (ou seja, a taxa de câmbio real tende a apreciar) à medida que um país aumenta sua renda per capita”.<sup>4</sup>

Já o impacto esperado dos termos de troca sobre a trajetória da taxa de câmbio real é ambíguo. Baffes *et.al.* (1999:413) sustentam (como a maioria dos autores) que “uma melhora dos termos de troca, por aumentar a renda nacional medida em bens importados, acaba por acarretar um efeito expansionista na renda, o qual, por sua vez, amplia a demanda por todos os bens (*tradables* e *nontradables*), apreciando, por conseguinte, a moeda doméstica em termos reais”. Contudo, Edwards (1989) demonstra teoricamente que o efeito pode ser o contrário, ou seja, se o aumento da renda proporcionado pela melhora dos *ToT* for tal que provoque uma forte substituição dos bens *nontradable* (principalmente serviços) por bens *tradable*, o incremento dos preços relativos destes últimos acaba levando à depreciação da moeda em termos reais. Em outras palavras, segundo Edwards (1989), o impacto da melhora dos termos de troca sobre a taxa de câmbio real pode ser ambíguo: se prevalecer o efeito-renda, o impacto é no sentido de apreciar a moeda em termos reais; mas se prevalecer o efeito-substituição, o impacto é no sentido de depreciá-la em termos reais.<sup>5</sup>

Identificadas as duas principais forças associadas à trajetória de equilíbrio “fundamental” da taxa de câmbio real, a abordagem convencional, ao proceder às estimações econométricas para mensurar o “desalinhamento” cambial (ou seja, estimar em qual percentual a taxa de câmbio nominal estaria sobrevalorizada ou subvalorizada em relação à sua taxa de equilíbrio “fundamental”), tende a associar tal desalinhamento a fatores, variáveis e choques aleatórios imprevisíveis, mas transitórios.<sup>6</sup> Nessa abordagem convencional, “uma taxa de câmbio real estaria desalinhada se ela se desviasse do nível que prevaleceria (ou seja, do nível compatível com os “fundamentos” econômicos) na ausência de rigidez de preços, fricções e outros fatores de curto prazo”, como defendem Razin e Collins (1999:59-60). Ainda que os modelos distingam-se quanto ao grau de sofisticação, na essência, nas equações econométricas que procuram mensurar o grau de desalinhamento cambial, este é estimado como “o desvio da taxa de câmbio real observada - que é a estimada, digamos, pelo Banco Central do Brasil, com base em índices de taxas de câmbio real associados à equação 1 - da combinação linear de um conjunto de variáveis tomadas como *proxies* da trajetória da taxa de câmbio real de equilíbrio de longo prazo (e associadas a preços flexíveis, ou *flex-prices*)”. Na implementação econométrica, tais desvios estão associados, em última instância, a variáveis que representem “choques de curto prazo mais o termo que representa o resíduo da regressão” (Razin e Collins, 1999:65-67). Em termos formais, a taxa de câmbio

---

<sup>4</sup> Quando traduzido para a forma econométrica, como será visto adiante, o sinal do coeficiente estimado da renda per capita (variável usada para captar o efeito Harrod-Balassa-Samuelson) é negativo, porque o aumento da renda per capita tende a reduzir (apreciar) a taxa de câmbio real.

<sup>5</sup> Já o sinal esperado do coeficiente estimado dos termos de troca na equação econométrica da seção seguinte pode ser negativo, se prevalecer o efeito-renda, e positivo, se prevalecer o efeito-substituição.

<sup>6</sup> Se tais choques que “desalinham” a taxa de câmbio real de seu nível de equilíbrio de longo prazo são entendidos como transitórios, a principal implicação normativa dessa abordagem é que o regime de câmbio mais apropriado é aquele de pura (ou quase pura) flutuação.

real é expressa da seguinte forma nos modelos teóricos convencionais (exceto a taxa de juros, todas as demais variáveis são expressas em logaritmos):

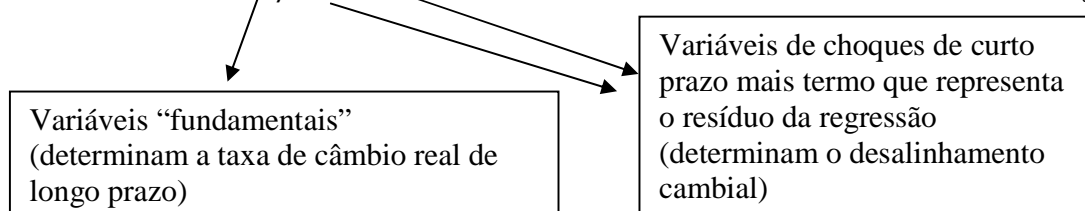
$$RER_t = g_t(y_t^s, d_t, i^*) + f_t(\lambda_{mt}, \lambda_{yt}) \quad (2)$$

em que a taxa de câmbio real  $RER$  (todos os subscritos  $t$  representam o tempo  $t$ ) é determinada simultaneamente por dois conjuntos de fatores: i) o primeiro, representado pela função  $g$  (...), incorpora basicamente variáveis “fundamentais” que, supostamente, teriam o poder de fazer convergir a taxa de câmbio real para o seu nível de equilíbrio de longo prazo. Por isso, as variáveis contidas em  $g$  são, todas, variáveis reais:  $y^s$  é o produto real;  $d$  é a demanda agregada real; e  $i^*$  é a taxa de juros real mundial (compatível com a taxa de juros “natural” de longo prazo). Note que, num mundo caracterizado por concorrência perfeita e pela ausência de qualquer tipo de rigidez de preços nominais e de choques aleatórios não previstos, a  $RER$  convergiria naturalmente para  $g$  (...) no longo prazo, ou seja, seria compatível com o nível de equilíbrio determinado pelos fundamentos econômicos.

No entanto, dadas as imperfeições do mundo real, a teoria convencional atribui às variáveis contidas em  $f$  (...) - sejam elas choques monetários (representados por  $\lambda_m$ ) ou reais (representados por  $\lambda_y$ ) - as causas do desalinhamento da taxa de câmbio real de seu nível de equilíbrio “fundamental” de longo prazo.

Assim, para estimar econometricamente a trajetória da taxa de câmbio real no longo prazo, bem como o desalinhamento de seu nível de equilíbrio, a equação (2) é traduzida para a seguinte forma (ver Razin e Collins, 1999:64-65)<sup>7</sup>

$$RER_t = \alpha W_t + \beta Z_t + \varepsilon_t \quad (3)$$



em que  $RER$  é a taxa de câmbio real observada (expressa em logaritmo),  $W$  é um conjunto de variáveis que captam fatores de equilíbrio “fundamentais” de longo prazo;  $Z$  é um conjunto de variáveis de choques de curto prazo que, junto com o termo que representa o resíduo  $\varepsilon$ , explica o desalinhamento cambial.<sup>8</sup>

### 3. A determinação da taxa de câmbio real no longo prazo e o desvio do nível “ótimo” para o desenvolvimento: um modelo estruturalista-keynesiano

No modelo estruturalista-keynesiano aqui proposto, tanto a trajetória da taxa de câmbio real estimada no longo prazo como o desvio da taxa de câmbio real observada com relação ao nível “ótimo” (como já definido anteriormente) são explicados simultaneamente por fatores estruturais e por variáveis direta ou indiretamente

<sup>7</sup> É importante mostrar as representações teóricas e econométricas de determinação da taxa de câmbio real de longo prazo, bem como o método de estimação do desalinhamento cambial nos modelos convencionais, porque ambos ajudam a demarcar a diferença radical desses modelos em relação não apenas ao modelo teórico estruturalista-keynesiano que proporemos a seguir, como também à nossa metodologia de estimação do desalinhamento.

<sup>8</sup> Não por acaso, a estimação do desalinhamento cambial nos modelos convencionais é expressa pela diferença entre o lado esquerdo e a primeira componente do lado direito da equação (3).

associadas à política macroeconômica de curto prazo (ou seja, variáveis sob a alçada dos *policy-makers*, quer para lidar com as vicissitudes dos ciclos econômicos de curto prazo, quer para controlar a inflação). Neste modelo teórico, tanto a trajetória da taxa de câmbio real no longo prazo, como o desvio da taxa de câmbio real observada em relação ao nível “ótimo” podem ser representados pela seguinte equação:

$$RER_t = g_t(struct_{lp,t}) + m_t(cp_t) \quad (4)$$

Todas as variáveis do lado direito da equação (estruturais e de curto prazo) determinam tanto a trajetória da taxa de câmbio de longo prazo, como o desalinhamento da taxa de câmbio real observada em relação ao seu nível “ótimo”.

em que a componente  $g$  é formada por um conjunto de variáveis estruturais ( $struct_{lp,t}$ ) que influenciam a taxa de câmbio real no longo prazo (em especial, a renda per capita  $Y$  - que capta o efeito Harrod-Balassa-Samuelson, como já apontado anteriormente -, os termos de troca  $ToT$  e os saldos em conta-corrente do balanço de pagamentos  $CC$ ), ao passo que a componente  $m$  diz respeito a um conjunto de variáveis direta ou indiretamente influenciadas pela política macroeconômica de curto prazo ( $cp_t$ ).<sup>9</sup> Em nosso modelo econométrico, que será detalhado na próxima seção, as variáveis de curto prazo relevantes são o diferencial entre as taxas de juros nominais de curto prazo interna  $i$  externa  $i^*$  ( $IDIFER$ ), o estoque de reservas internacionais ( $RI$ ) e o prêmio de risco-país ( $CR$ ).

Note que nosso modelo difere dos modelos convencionais de determinação da taxa de câmbio real de longo prazo por duas razões: i) a primeira é que, embora as variáveis contidas na componente  $g$  sejam similares às que influenciam as variáveis ditas “fundamentais” dos modelos convencionais, nosso modelo rejeita a hipótese de que elas sempre façam convergir a taxa de câmbio real para seu nível de equilíbrio de longo prazo;<sup>10</sup> e ii) a segunda é que, enquanto nos modelos convencionais, apenas as variáveis associadas a choques de curto prazo são as responsáveis por desalinhar a taxa de câmbio real de seu nível de equilíbrio de longo prazo, em nosso modelo estruturalista-

<sup>9</sup> Na forma econométrica, que será apresentada na seção seguinte, o termo que representa o resíduo da regressão será acrescido ao lado direito da equação econométrica que representa a equação teórica (4) de nosso modelo, o que significa que aquele termo, junto com as variáveis que representarão a componente estrutural e de políticas de curto prazo, também influenciam tanto a trajetória da taxa de câmbio real no longo prazo como o desvio da taxa de câmbio real observada em relação ao nível “ótimo”.

<sup>10</sup> Isso significa que as forças de mercado podem levar ou não a taxa de câmbio real ao seu nível de equilíbrio de longo prazo, mas se isso ocorrer terá sido um resultado do acaso ou em decorrência de ajustes cambiais rápidos e intensos em períodos de crise (por exemplo, como ocorreu no Brasil após o ataque especulativo de 1999 e, mais recentemente, como parece ter sido o caso dos eventos de 2015, como mostrarão os resultados empíricos da próxima seção). Se as forças de mercado nem sempre são eficientes para promover o ajuste ou evitar expressivos desalinhamentos cambiais (especialmente, sobrevalorizações), a principal implicação normativa é que os *policy-makers* devem envidar esforços não apenas para evitar volatilidade, mas também para impedir que a taxa de câmbio real se desvie de seu nível “ótimo”, bem como que entre em tendência de apreciação real. Em outras palavras, em vez de um regime de flutuação pura ou “suja”, o regime cambial mais apropriado é o de flutuação administrada, como persegue a maioria dos países em desenvolvimento da Ásia, como mostraram Aizenman *et.al.*, 2010.

keynesiano proposto, todas as componentes do lado direito da equação (4) podem explicar simultaneamente o desalinhamento cambial quer de seu nível de equilíbrio, quer da taxa real “ótima” no longo prazo, como mostram as caixas de texto inseridas abaixo da referida equação.

Isso implica que nosso procedimento econométrico de estimação do desvio da taxa “ótima” em relação à taxa de câmbio real observada também difere da metodologia convencional. Enquanto esta estima o desvio pela diferença entre as taxas de câmbio real observadas e as taxas de longo prazo estimadas compatíveis com o equilíbrio “fundamental” (logo, o desvio seria influenciado pelos coeficientes associados às variáveis de choque de curto prazo mais o termo de erro da regressão), o procedimento de cálculo de nosso desvio consiste, em primeiro lugar, em utilizar a técnica do filtro Hodrick-Prescott (HP) para estimar a tendência de longo prazo da série, para em seguida, tomando a série de tendência, escolher um período de referência (cuja discussão sobre os critérios de escolha será apresentada na seção seguinte) para o cálculo do desvio da taxa de câmbio observada em relação à taxa “ótima” estimada. .

Em suma, nosso modelo é dito estruturalista porque aceita a hipótese de que a trajetória da taxa de câmbio no longo prazo é afetada por variáveis estruturais, em especial pelas variações observadas entre os níveis de produtividade dos bens *tradable vis-à-vis nontradable* e pelos termos de troca. E keynesiano, porque, baseado na ideia proposta por Keynes (1936, especialmente cap.12) de que o longo prazo nada mais é do que a somatória de eventos ocorridos em sucessivos períodos de curto prazo,<sup>11</sup> rejeitamos a hipótese convencional que distingue taxas de câmbio de equilíbrio de curto e de longo prazo. Fazendo um retrato impressionista, isso significa que tanto o nível quanto a trajetória das taxas de câmbio real de curto e de longo prazos são faces de uma mesma moeda. Isso não significa afirmar que a abordagem keynesiana rejeite a existência de uma taxa de câmbio real “ótima” ou mesmo de equilíbrio de longo prazo, mas que ambas são fortemente influenciadas pelas políticas econômicas de curto prazo.<sup>12</sup>

Com efeito, de acordo com a teoria keynesiana, especialmente numa economia caracterizada por ampla abertura financeira global, as taxas de câmbio reais são fortemente influenciadas pelos fluxos líquidos de capitais de curto prazo (Kaltenbrunner, 2008; 2010). Não por acaso, embora vivesse num mundo ainda não dominado pela globalização financeira, Keynes (1923), ao observar a intensa movimentação de capitais de curto prazo que se seguiu à derrocada do padrão-ouro – induzida, por sua vez, pelos aumentos defensivos das taxas de juros de curto prazo nos países do “centro”, em especial na Inglaterra – já reconhecia que eram tais fluxos financeiros na arena internacional o principal mecanismo por meio do qual os diferenciais de juros de curto prazo entre países se transmitiam para a taxa de câmbio real.

#### **4. Estimativa econométrica da trajetória e do nível “ótimo” da taxa de câmbio real de longo prazo**

A especificação econométrica do modelo de determinação da trajetória da taxa de câmbio real no longo prazo é expressa como:

---

<sup>11</sup> Ver também Hahn (1984).

<sup>12</sup> Note, portanto, que variáveis estruturais como a evolução da produtividade e os termos de troca, embora continuem sendo entendidas como variáveis de longo prazo, são também fortemente influenciadas pelas políticas econômicas de curto prazo. Por isso, novamente insistimos que o longo prazo nada mais é do que uma resultante de uma sucessão de eventos de (e influenciados, por sua vez, por políticas econômicas de) curto prazo.



$$\ln RER_t = c_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln ToT_t + \alpha_3 \ln CC_t + \beta_1 (\ln IDIFER)_t + \beta_2 (\ln IDIFER)_{t-2} + \beta_3 \ln RI_t + \beta_4 \ln CR_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

em que (todas as variáveis do modelo são expressas em logaritmos): *RER* é a taxa de câmbio real observada; *Y* é o PIB real per capita em dólares norte-americanos; *ToT* são os termos de troca; *CC* é o saldo em conta corrente expresso como proporção do PIB;<sup>13</sup> *IDIFER* é o diferencial entre a taxa de juros de curto prazo doméstica (*Swap DI* pré-fixada para 360 dias) e a taxa de juros de curto prazo internacional (*FDTR- US Federal Fund Target Rate*, tomada como *proxy* da taxa de juros de curto prazo externa); *IDIFER*<sub>*t-2*</sub> é a variável anterior defasada em dois períodos;<sup>14</sup> *RI* é o estoque de reservas internacionais brasileiras expresso como proporção do PIB; *CR* é o prêmio de risco-Brasil, representado pelo *EMBI Brazil Sovereign Foreign Currency*, do JP Morgan;  $\varepsilon$  é o termo de erro da regressão e os subscritos *t* são a referência temporal (em nossa modelagem econométrica, refere-se a um mês). Enquanto as três primeiras variáveis do lado direito da equação (5) são nossas variáveis estruturais (ou seja, a renda per capita *Y*, os termos de troca *ToT* e o saldo em conta-corrente (*CC*), as demais são variáveis associadas à política econômica de curto prazo. As fontes da base de dados da análise, que cobre o período de janeiro de 1999 a julho de 2015, estão descritas no Apêndice 1.

De antemão, cabe enfatizar que a escolha das variáveis de nosso modelo não é arbitrária, posto que está presente em grande parte dos modelos de determinação da taxa de câmbio real (ver, por ex., Helmers; 1988, Edwards, 1988; Calvo, Leiderman e Reinhart, 1993; Rodrik, 2008; Berg e Miao, 2010). O que distingue nosso modelo dos modelos convencionais é tanto o tratamento teórico como o empírico de determinação da taxa de câmbio real de longo prazo, bem como de seu nível de desalinhamento (no nosso caso, do desalinhamento em relação ao nível “ótimo” para o desenvolvimento econômico), o que já foi discutido nas seções anteriores.

Antes de proceder aos testes e implementação econométricos, convém analisar os sinais esperados dos coeficientes estimados das variáveis do modelo, os quais aparecem, de forma resumida, na Tabela 1.

<sup>13</sup> Seguindo Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), no caso dos saldos em conta-corrente (*CC*), quando apresentassem sinais negativos, tivemos de adicionar um número positivo para que pudessemos aplicar a forma logarítmica. Nesses casos, adotamos o seguinte procedimento:  $CC = 1 + CC$ .

<sup>14</sup> A incorporação do diferencial de juros defasado temporalmente em nossa equação econométrica é justificada pelo fato de que, dada a taxa de juros externa e supondo tudo o mais constante, um aumento da taxa de juros doméstica de curto prazo tende a, primeiro, estimular a entrada líquida de capitais de curto prazo, para só, posteriormente (logo, com alguma defasagem temporal), a apreciar a moeda doméstica em termos nominais e reais.

**Tabela 1: Modelo estruturalista-keynesiano de determinação da taxa de câmbio real no longo prazo: sinais esperados**

Variáveis do modelo	Sinal esperado do coeficiente estimado
Renda per capita ( $Y$ )	-
Termos de troca ( $ToT$ )	ambíguo (+ ou -)
Saldo em conta-corrente ( $CC$ )	+
Diferencial entre taxas de juros interna e externa ( $IDIFER$ )	ambíguo (+ ou -, respectivamente, no curto e no médio prazo)
Estoque de reservas internacionais ( $R$ )	ambíguo (+ ou -)
Prêmio de risco-país ( $CR$ )	+

Os sinais esperados dos coeficientes estimados associados à renda per capita ( $Y$ ) e aos termos de troca ( $ToT$ ) já foram justificados na Seção 2. Já o sinal esperado dos coeficientes relacionados aos saldos do balanço de pagamentos em conta-corrente ( $CC$ ) é positivo, porque saldos tendencialmente superavitários dessa variável no longo prazo estão associados à uma moeda depreciada em termos reais, como aponta a literatura teórica. Já o sinal esperado do coeficiente relativo ao diferencial de juros é ambíguo: se por um lado, no curtíssimo prazo, dada a taxa de juros externa, um aumento da taxa de juros interna de curto prazo pode depreciar a moeda (sinal +) pelo canal de expectativas (*"fear of floating"*, neste caso, "temor de depreciar" como sustentam Calvo e Reinhart, 2002), por outro lado, no médio prazo, um aumento da taxa de juros doméstica (dada a taxa de juros externa) tende a, *ceteris paribus*, estimular os influxos líquidos de capitais e, por conseguinte, a apreciar a moeda em termos reais (sinal -). O sinal do coeficiente esperado da variável associada ao estoque de reservas internacionais é também ambíguo: o aumento do estoque de reservas externas ao longo do tempo significa que o governo está fazendo intervenções de compra no mercado de câmbio à vista com o fim de, entre outros objetivos, reduzir eventual tendência de apreciação ou mesmo induzir a maior depreciação (logo, sinal +); porém, um elevado estoque de reservas, ao reduzir, *ceteris paribus*, o prêmio de risco-país, pode estimular influxos líquidos de capitais e, consequentemente, apreciar a moeda doméstica em termos reais (sinal -). O sinal esperado do prêmio de risco-país é sobejamente conhecido como positivo, posto que o aumento daquele pode estimular fuga de capitais e, consequentemente, a depreciação da moeda doméstica em termos reais (sinal +).

Uma primeira etapa da análise empírica foi a implementação dos testes de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e *Phillips-Perron* (PP). Os resultados apontaram que todas as séries são integradas de ordem 1, isto é, não estacionárias em nível, mas estacionárias em primeira diferença.

Além da estacionaridade, é importante considerar ainda a possibilidade de endogeneidade entre as variáveis do modelo. Isso porque esta última, ao violar a suposição do Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de que o resíduo não deve ser correlacionado com as variáveis explicativas da regressão, acarretaria estimadores de MQO viesados, inconsistentes e ineficientes, comprometendo a análise inferencial.

No entanto, como mostraram Baffes *et. al* (1999, ch.10), até mesmo os testes de exogeneidade mais relevantes, como, por exemplo, o proposto por Engle, Hendry e Richard (1983), nem sempre são capazes de resolver problemas de endogeneidade quando ocorrem mudanças na distribuição marginal das variáveis explicativas. Ainda

assim, o teste de cointegração de Johansen (1988) é altamente potente para tratar o problema da endogeneidade em modelos com mais de uma variável endógena, porque ele não apenas considera todas as variáveis no processo de estimação como endógenas, como também determina simultaneamente a relação de equilíbrio entre elas.

Como as variáveis são não-estacionárias e possuem a mesma ordem de integração, é possível empregar o teste de cointegração proposto por Johansen (1988) e investigar se existe uma relação estável de longo prazo entre elas. Como o teste apontou a existência de um vetor de cointegração entre as séries, é possível assegurar a existência de uma relação estável de longo prazo entre as variáveis do modelo.<sup>15</sup>

Sabendo-se que as séries são não-estacionárias e cointegradas, é possível estimar a equação (5) utilizando o Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO),<sup>16</sup> e o Modelo de Correção de Erros (ECM, na sigla em inglês). A Tabela 2 apresenta os resultados do modelo econométrico. Cabe notar que todos os coeficientes estimados foram estatisticamente significativos, bem como apresentaram os sinais esperados resumidos na Tabela 1. É importante enfatizar que enquanto o diferencial de juros foi incorporado em nossa equação econométrica (5) por razões econômicas (vide rodapé 14), algumas variáveis foram defasadas no modelo em um ou dois períodos (meses) por razões meramente econométricas. Com efeito, como nossas variáveis são mensais, é lícito supor que o impacto das variáveis explicativas estruturais e de política econômica não causem impactos sobre a taxa de câmbio real em períodos tão curtos (em apenas um mês), de modo que é razoável esperar que o modelo mais bem se ajuste aos dados quando estes são incorporados com alguma defasagem temporal.

Os resultados mostram também que a renda per capita, os termos de troca e o diferencial entre as taxas de juros de curto prazo internas e externas foram as variáveis cujos coeficientes estimados tiveram as maiores magnitudes para explicar a trajetória da taxa de câmbio real no Brasil entre 1999 e 2015. Em outras palavras, nosso modelo econométrico sugere que a trajetória da taxa de câmbio real no Brasil entre janeiro de 1999 e julho de 2015 - que ficou tendencialmente apreciada na maior parte do período, como será mostrado no Gráfico 1, a seguir - foi afetada tanto por variáveis estruturais da economia brasileira (como a evolução da renda per capita, que capta o efeito Harrod-Balassa-Samuelson, e os termos de troca, que foram altamente favoráveis ao Brasil em grande parte do período sob análise),<sup>17</sup> como por variáveis diretamente ligadas à política macroeconômica de curto prazo (os elevados diferenciais de juros praticados no Brasil nas últimas décadas, ao estimular entradas líquidas excessivas de capitais de curto prazo nos períodos de bonança econômica e elevada liquidez internacional, acabaram por apreciar tendencialmente a moeda brasileira em termos reais).

Os coeficientes do modelo econométrico são utilizados para estimar a tendência de longo prazo da taxa de câmbio real ( $R\hat{E}R$ ). Este resultado é então comparado com a taxa de câmbio real observada para construir um índice que nos permita avaliar se esta última está sobrevalorizada, subvalorizada ou em equilíbrio com respeito ao nível "ótimo" estimado. Seguindo a sugestão de Edwards (1989) e Alberola (2003), nosso estudo utiliza a técnica do filtro Hodrick-Prescott (HP) para estimar a  $R\hat{E}R$ . O Gráfico 1 mostra a taxa de câmbio real observada (ou seja, a  $RER$  divulgada periodicamente pelo Banco Central

---

<sup>15</sup> Os resultados de todos os testes descritos nesta seção podem ser disponibilizados pelos autores, mediante requisição por e-mail.

<sup>16</sup> Segundo Hamilton (1994), se as séries do modelo possuírem essas características, o método de MQO continua sendo um estimador superconsistente. Para uma demonstração formal a esse respeito, ver Hamilton (1994:587).

<sup>17</sup> Note que essas duas variáveis estruturais foram parcialmente responsáveis pela tendência de longo prazo de apreciação da moeda brasileira em termos reais, como prevê a teoria econômica.

do Brasil, cuja fonte está detalhada no Apêndice 1) e a trajetória das taxas de câmbio reais de longo prazo estimadas de acordo com nossos dois modelos de estimação (MQO e VEC). Tanto as taxas de câmbio reais observadas como as estimadas estão, por enquanto, expressas em logaritmos.

**Tabela 2: A taxa de câmbio real de longo prazo: modelos estimados para o Brasil (1999-2015)**

**Variável dependente: taxa de câmbio real (*RER*)**

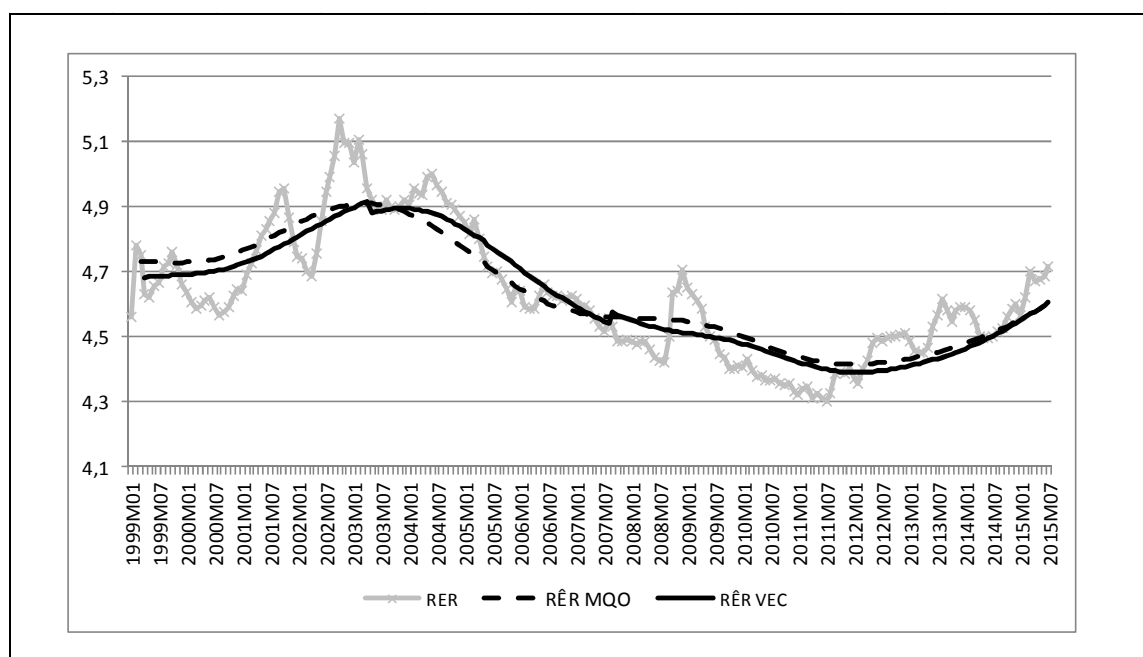
Variável	Variável	Coefficiente MQO (Estatística <i>t</i> entre colchetes)	Variável	Coefficiente VEC (Estatística <i>t</i> entre colchetes)
<i>C</i>	constante	6.650088*** [10.41783]	<i>C</i>	5.9805***
<i>lnY-2</i>	Log do PIB per capita	-0.33637*** [-7.61376]	<i>lnY-3</i>	-0.763422*** [-7.93942]
<i>lnTOT</i>	Log dos termos de troca	-0.26492** [-1.91535]	<i>lnTOT-1</i>	-0.454013* [-1.69178]
<i>lnCC-1</i>	Log do saldo em conta corrente/PIB	0.068764*** [4.538101]	<i>lnCC-1</i>	0.085584*** [2.34562]
<i>Ln(IDIFER)</i>	Log do diferencial de juros de curto prazo	0.296203** [2.320963]	<i>Ln(IDIFER)</i>	- -
<i>Ln(IDIFER)-2</i>	Log do diferencial de juros de curto prazo defasado	-0.24448** [-2.0114]	<i>Ln(IDIFER)-2</i>	-0.26921** [-4.41106]
<i>lnRI-1</i>	Log do estoque de reservas internacionais/PIB	0.223979*** [6.6185]	<i>lnRI-1</i>	0.167482** [2.37291]
<i>lnCR</i>	Log do prêmio de risco- Brasil	0.039893* [1.70786]	<i>lnCR-1</i>	0.372263*** [5.96244]

Nota ao modelo MQO: R-quadrado: 0.839; R- quadrado ajustado: 0.833; Durbin-Watson: 1.833; Estatística F: 141.169; Prob (teste F): 0.000; número de observações: 197 depois dos ajustamentos. A variável *IDIFER* foi incluída em nível e com duas defasagens; as variáveis *CC* e *RI* foram incluídas com uma defasagem e a variável *Y* com duas defasagens.

Nota ao modelo VEC: 3 lags; número de observações: 193 depois dos ajustamentos. As variáveis *ToT*, *CC*, *RI* e *CR* foram incluídas com uma defasagem; *IDIFER* com duas defasagens e *Y* com três defasagens.

Note: \*\*\* Significante a 1%; \*\* Significante a 5%; \* Significante a 10%

**Gráfico 1: Taxas de câmbio reais observadas e taxas de câmbio reais de longo prazo estimadas para o Brasil  
Janeiro 1999 a Julho de 2015 (em logaritmos)**

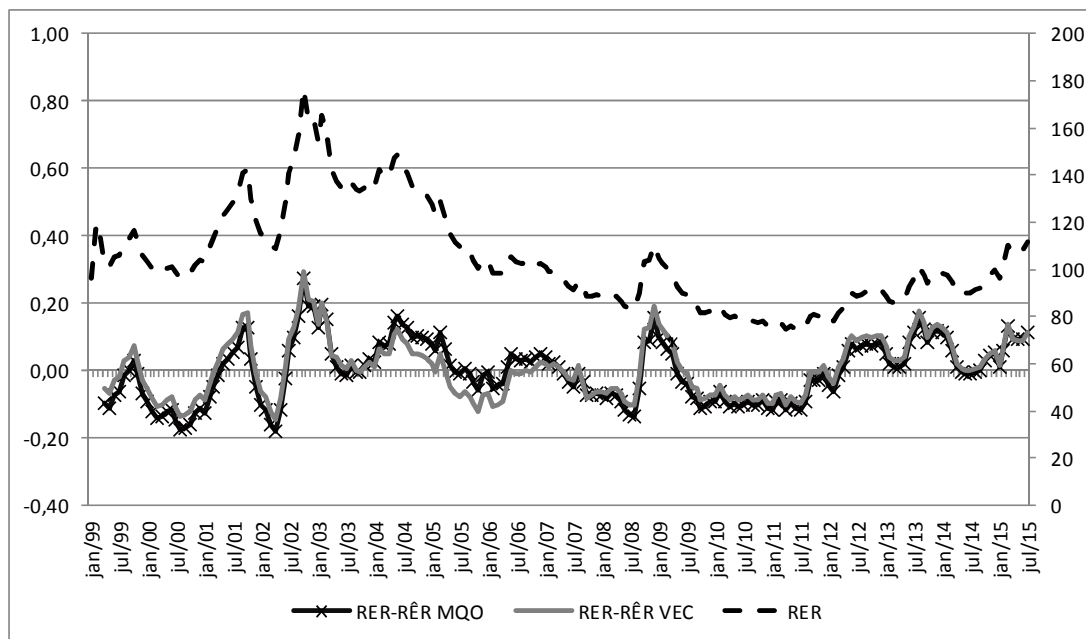


Fonte: Modelos econométricos estimados pelos autores, de acordo com a metodologia descrita.

Os resultados robustos de nossas estimações podem ser confirmados não apenas pelo nível de significância dos coeficientes estimados (discriminados na Tabela 2), como também pela superposição das trajetórias das taxas de câmbio estimadas pelos dois modelos de estimação, indicando resultados bastante próximos tanto na estimação por MQO, como na estimação pelo VEC. Além disso, é de se notar a elevada correlação entre as trajetórias das taxas de câmbio estimadas (nos dois modelos) e as das taxas de câmbio reais observadas. Os dois modelos estimados sugerem que a taxa de câmbio real no Brasil entrou em trajetória de apreciação entre o final de 2003 e início de 2004, não obstante neste último ano a taxa de câmbio real observada ainda registrasse significativo nível de subvalorização, como pode ser visto no Gráfico 2.

O Gráfico 2 permite comparar a trajetórias das taxas de câmbio reais observadas com as taxas de câmbio reais de longo prazo estimadas segundo os dois modelos (MQO e VEC).

**Gráfico 2: Níveis de subvalorização e sobrevalorização das taxas de câmbio reais estimadas em relação às taxas de câmbio reais observadas (em percentual; linhas inferiores do gráfico) e taxas de câmbio reais observadas (média de 2000 =100; linhas superiores do gráfico) Janeiro de 1999 a Julho de 2015**



Nota: Os percentuais de subvalorização e sobrevalorização foram calculados como a diferença entre a taxa de câmbio real observada (RER) e as tendências de longo prazo das taxas de câmbio reais estimadas pelos dois modelos (RÊR). Se este resultado for superior a zero, existe uma subvalorização do real brasileiro, ao passo que se for inferior a zero, existe uma sobrevalorização. Esses resultados, expressos em percentuais, estão indicados na escala vertical à esquerda do Gráfico 2. Já os desalinhamentos da taxa de câmbio real observada em relação à média de 2000 (=100) estão indicados como números-índices na escala vertical à direita do Gráfico 2: acima de 100 indica subvalorização do real em relação ao ano-base, enquanto abaixo de 100 indica sobrevalorização em relação ao mesmo ano-base (média de 2000).

Fontes: estimativas dos autores de acordo com a metodologia descrita, para as taxas de câmbio reais estimadas; e Banco Central do Brasil, para as taxas de câmbio reais observadas (ver Apêndice 1).

Inicialmente, com respeito às taxas de câmbio reais de longo prazo estimadas por ambos os modelos (indicadas pelas duas linhas superpostas na parte inferior do Gráfico 2), resultados abaixo de 0,00 indicam sobrevalorização (em percentual) das taxas de câmbio observadas em relação às taxas de câmbio reais estimadas, ao passo que resultados acima de 0,00 indicam subvalorização em relação à esta taxa. Já com respeito à taxa de câmbio real observada (RER, indicada pela linha pontilhada na parte superior

do Gráfico 2), índices abaixo de 100 significam sobrevalorização em relação à média de 2000 (que é, por hipótese, igual a 100, ano em que se supõe que a taxa de câmbio real observada estaria em equilíbrio, de acordo com o Banco Central do Brasil), enquanto índices acima de 100 denotam subvalorização em relação à média de 2000.

Uma vez estimada a trajetória das taxas de câmbio reais de acordo com os dois modelos, cabe finalmente descrever a metodologia para a determinação da taxa de câmbio real “ótima”. Isto é feito identificando o período em que a taxa de câmbio real no Brasil teria alcançado seu nível “ótimo” para o desenvolvimento econômico, de acordo com o conceito já apresentado no início deste artigo. Uma vez identificado este período, podemos finalmente concluir se a taxa de câmbio nominal média em vigor na primeira quinzena de janeiro (fase de conclusão deste trabalho) estaria sobrevalorizada, subvalorizada ou igual ao seu nível “ótimo”.

O critério para a escolha do período em que a taxa de câmbio real alcançou o nível “ótimo” para o desenvolvimento econômico do Brasil contemporâneo deve preencher três condições simultâneas: i) em consonância com os estudos empíricos recentes já referenciados, segundo os quais a moeda doméstica de um país em desenvolvimento deve estar ligeiramente subvalorizada (ou seja, a moeda nacional deve apresentar uma pequena desvalorização real em relação ao dólar norte-americano ou a uma cesta de moedas dos principais parceiros comerciais externos), o período escolhido deve recair numa fase em que a taxa de câmbio estimada (não a observada) esteja um pouco (mas não muito; digamos, no máximo 10%) subvalorizada (acima de 0,00 no Gráfico 2); ii) o período escolhido deve recair numa fase em que os indicadores macroeconômicos sejam relativamente sólidos, especialmente no diz que respeito ao saldo em conta-corrente, que deve estar equilibrado ou superavitário; e iii) o período escolhido deve recair numa fase em que a taxa de câmbio real observada não esteja sobrevalorizada (índice não deve estar abaixo de 100 no Gráfico 2).

Seguindo o critério proposto, todos os períodos em que as taxas de câmbio reais estimadas ou observadas estiveram sobrevalorizadas devem ser descartados (como, por exemplo, de janeiro de 2010 a janeiro de 2012, apenas para citar um período).<sup>18</sup> Além disso, devem também ser descartados períodos em que a taxa de câmbio real estimada tenha ficado excessivamente subvalorizada, como, por exemplo, o período entre abril de 2002 e abril de 2003 (pois depreciações cambiais excessivas podem ter efeitos mais permanentes sobre a inflação).<sup>19</sup> Note, adicionalmente, que o período decorrente entre abril de 2012 a abril 2013 deve ser descartado porque, embora a taxa de câmbio estimada apresentasse uma pequena subvalorização (média de 7% no período, de acordo com os dois modelos estimados) – satisfazendo a primeira condição – não apenas a taxa de câmbio real observada mostrava sobrevalorização (índice de câmbio real médio

---

<sup>18</sup> Nesse período, as taxas de câmbio reais estimadas indicaram uma sobrevalorização da ordem de 7,8% (média dos dois modelos), o índice da taxa de câmbio real observada (RER) equivalia a 81,67 (indicando uma sobrevalorização do real brasileiro de cerca de 18,3% em relação à média de 2000) e os indicadores macroeconômicos já eram bem menos sólidos do que, por exemplo, em 2007. Com efeito, tomando apenas o ano de 2011 e para citar apenas dois indicadores, de acordo com o Banco Central do Brasil, a taxa de variação do PIB real foi de 3,9% (contra 6,1% em 2007), o déficit em conta-corrente já alcançava quase 2,1% do PIB (contra um superávit de 0,1% em 2007).

<sup>19</sup> Nosso modelo indica uma subvalorização média estimada de cerca de 11% (média dos dois modelos) entre abril de 2002 e abril de 2003, considerada muito excessiva.

de 95,70), como os indicadores macroeconômicos do país já mostravam sinais ainda maiores de deterioração.<sup>20</sup>

Uma inspeção um pouco mais acurada do Gráfico 2 permite concluir que a taxa de câmbio real “ótima” foi alcançada em alguma fase ao longo do subperíodo entre junho de 2003 e abril de 2005, o único que preenche simultaneamente as três condições apontadas anteriormente: nesta fase a economia brasileira estava no processo final de ajustamento macroeconômico que vinha sendo implementado desde meados de 1999 e já apresentava taxas de crescimento mais expressivas e saldos superavitários em conta-corrente;<sup>21</sup> além disso, a taxa de câmbio real média estimada segundo os dois modelos indicava uma pequena subvalorização de 5,05%; e, finalmente, o índice de taxa de câmbio real médio observado não apresentava qualquer indicativo de sobrevalorização.<sup>22</sup> Assim, tomando o subperíodo entre junho de 2003 e abril de 2005 como a referência em que a taxa de câmbio real terá alcançado seu nível “ótimo”, a média do índice estimado da taxa de câmbio real de longo prazo foi de 127,82 (MQO: 125,87 e VEC: 129,87). Comparando este último índice estimado com o índice da taxa de câmbio real observada em julho de 2015 – último mês em que havia dados disponíveis para todas as variáveis do modelo - (correspondente a 111,81), podemos concluir que, neste último mês, o real brasileiro mantinha uma sobrevalorização real de cerca de 14,36% em relação ao seu nível “ótimo” de longo prazo. Ou seja, em julho de 2015, a taxa de câmbio nominal média deveria ter sido de cerca de R\$3,88/US\$ (contra uma taxa nominal média observada de R\$3,39/US\$) para preservar o nível “ótimo” alcançado no subperíodo junho de 2003 a abril de 2005.

Embora os dados disponíveis só tenham permitido que nossa estimação econométrica fosse até o final de julho de 2015, é possível ajustar este último dado até dezembro de 2015, com base na hipótese da paridade relativa real do poder de compra.<sup>23</sup> Como só existem dados disponíveis para os índices de preços ao consumidor no Brasil e nos Estados Unidos (respectivamente, o IPCA e o CPI) até dezembro de 2015, com base na diferença entre as taxas de inflação acumuladas no Brasil e Estados Unidos entre

---

<sup>20</sup> Restringindo-se apenas a dois indicadores de 2013, de acordo com a base de dados do Banco Central do Brasil, a taxa de variação do PIB real foi de 3,0% e o saldo em conta-corrente já alcançava um resultado negativo equivalente a 3,6% do PIB.

<sup>21</sup> Em 2004, por exemplo, a base de dados do Banco Central do Brasil informa que a taxa de variação do PIB real havia sido de 5,8% e o saldo em conta-corrente fechava com um superávit de 1,8% como proporção do PIB.

<sup>22</sup> Com respeito à taxa de câmbio real observada, o índice médio no período foi de 135,52, indicando uma subvalorização do real de cerca de 35,5% em relação à média de 2000. Um analista poderia alegar que o subperíodo não poderia ser tomado como o que a taxa de câmbio real teria alcançado seu nível “ótimo”, devido à excessiva subvalorização real da moeda. No entanto, esta crítica seria equivocada por duas razões: a primeira, porque se trata da taxa de câmbio real observada, cujos índices são construídos com base apenas nos diferenciais de inflação doméstica e externa (e, em se tratando da taxa de câmbio real efetiva, ponderados pelo peso relativo de cada parceiro comercial do Brasil na construção do referido índice); e, segundo (e, talvez, mais importante), como pode ser notado no Gráfico 2, a moeda brasileira vinha eliminando a excessiva subvalorização desde outubro de 2002, ano em que ocorreria um claro *overshooting* da taxa de câmbio R\$/US\$. Como bem observou Barbosa-Filho (2015:405), o período 2003-2005 correspondeu à fase de “correção cambial”, por ter sido a etapa durante a qual “a apreciação do real brasileiro basicamente eliminou a depreciação rápida e substancial ocorrida nos anos anteriores”.

<sup>23</sup> Como já analisado anteriormente, a hipótese da paridade relativa real do poder de compra assegura que, para preservar o nível real do poder de compra da moeda, a taxa de câmbio nominal deve ser corrigida pela diferença entre as taxas de inflação acumuladas doméstica e externa.



agosto e dezembro de 2015 (IPCA: 3,6%; CPI: -0,1%),<sup>24</sup> podemos concluir que a taxa de câmbio real “ótima” em dezembro de 2015 deveria ser da ordem de R\$4,02/US\$, resultado bastante próximo à taxa de câmbio nominal média daquele mês (R\$3,90/US\$) e exatamente igual à média da primeira quinzena de janeiro de 2016 (R\$4,02/US\$), como consta no website do Banco Central do Brasil. Ou seja, após ter atravessado um longo ciclo de significativa apreciação real desde o final de 2005 (interrompido apenas por cerca de seis meses imediatamente após a eclosão da crise financeira global de setembro de 2008), a taxa de câmbio real no Brasil alcançou seu nível “ótimo” em meados de janeiro de 2016.

Entendemos que, para que possamos deduzir se a taxa de câmbio nominal que vier a prevalecer no Brasil num período relativamente curto de tempo (no máximo, nos próximos dois anos, ou seja, até o final de 2017) estará sobrevalorizada, subvalorizada ou equivalente ao seu nível “ótimo”, a taxa de câmbio real “ótima” alcançada em dezembro de 2015 poderá ser ajustada pelo mesmo procedimento anterior (ou seja, pela diferença acumulada entre a inflação brasileira e internacional). No entanto, para períodos mais longos, considerando que a trajetória da taxa de câmbio real é fortemente afetada por variáveis estruturais e pela própria política econômica, nossa sugestão é que modelos de determinação da taxa de câmbio real “ótima” como o nosso (ou similares ao nosso, como o proposto por Marconi, 2012) sejam novamente reestimados.

## 5. Conclusão

No recente ciclo de sobrevalorização do real brasileiro, ocorrido entre meados de 2005 e o final de 2014, e interrompido temporariamente apenas nos seis meses que se seguiram à crise financeira global de setembro de 2008, o ex-ministro da Fazenda Guido Mantega, com o objetivo de atribuir tal tendência a fatores externos - em especial, à política de *quantitative easing* (QE) dos Estados Unidos, que acarretou enorme expansão da liquidez em dólares nos mercados globais, forçando, em sua avaliação, a apreciação das moedas dos países emergentes, notadamente do real brasileiro -, acusou o Federal Reserve Bank (FED) dos Estados Unidos de disseminar uma “guerra cambial”.

Num artigo preparado para a tradicional Mundell-Fleming Lecture, promovida anualmente pelo Fundo Monetário Internacional, Ben Bernanke (2015), o ex-*chairman* do FED, mostrou que as acusações de Mantega eram tanto teórica como empiricamente infundadas. Embora fuja do escopo deste artigo detalhar as críticas de Bernanke, a principal diz respeito à que, segundo o autor (*Ibidem*:4, tradução livre do original), “os *policy-makers* estrangeiros [neste caso, a crítica está sendo endereçada aos *policy-makers* brasileiros] são constrangidos primariamente, não pela política monetária norte-americana *per se*, mas pelas limitações impostas pela chamada “trindade impossível” inerente ao modelo de Mundell-Fleming para economias abertas – ou seja, pela impossibilidade de se conseguir combinar, simultaneamente, livre fluxo de entrada e saída de capitais, independência (logo, estabilidade) monetária e independência da política cambial (logo, metas para a estabilidade da taxa de câmbio real)”.

No entanto, mais adiante, o próprio Bernanke (2015:4, tradução livre do original) adverte que “as políticas monetária e cambial deveriam ter como focos prioritários determinados objetivos macroeconômicos, de tal sorte que o problema dos efeitos adversos [da política monetária norte-americana sobre os fluxos internacionais de

---

<sup>24</sup> Os dados do Brasil foram extraídos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e os dos Estados Unidos, do US Bureau of Labor Statistics. Para o IBGE, [http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc\\_ipca/defaultinpc.shtm](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/defaultinpc.shtm). Para os Estados Unidos, <http://www.bls.gov/cpi/>. Ambos acessados em 20 de janeiro de 2015.

capitais] deveria ser atacado com medidas regulatórias e macroprudenciais, incluindo metas para controle de capitais”.

As críticas de Bernanke são pertinentes, porque, como já haviam demonstrado Aizenman *et.al* (2010), a maioria dos países asiáticos procura evitar a tendência cíclica e crônica à apreciação real de suas moedas por meio de medidas visando a contornar os constrangimentos impostos pela “trindade impossível”. Segundo os autores, após as consequências desastrosas emanadas da crise asiática de 1997 – cujas raízes estariam ligadas ao período anterior em que elevados influxos líquidos de capitais externos produziram enorme sobrevalorização de suas moedas -, os *policy-makers* da maioria dos países da região têm procurado manter a estabilidade monetária e cambial (e por esta, entenda-se evitar não apenas a volatilidade, mas principalmente a tendência cíclica e crônica à apreciação), utilizando um *mix* de instrumentos disponíveis, tais como intervenções nos mercados à vista e futuros, medidas regulatórias e macroprudenciais, bem como controles *ad hoc* de capitais.<sup>25</sup> A propósito, o recurso ao instrumento do controle de capitais, há não muito tempo considerado herético pelas instituições multilaterais de crédito, tem sido defendido recentemente pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) em documentos oficiais (ver os estudos de Ostry *et. al.*, 2011; 2012; publicados como *Staff Notes* do FMI). Nossa sugestão é que os *policy-makers* brasileiros se mirem no exemplo asiático e utilizem, de forma prudente e eficiente, o cardápio de instrumentos de política cambial disponíveis para evitar nova tendência cíclica de apreciação da moeda brasileira em termos reais.

### Referências bibliográficas

- Aizenman, Joshua, Chinn, Menzie D., and Ito, Hiro (2010). “Surfing the Waves of Globalization: Asia and Financial Globalization in the Context of the Trilemma”. *La Follette Working Papers Series 2010-009*. Robert M. La Follette School of Public Affairs. The University of Wisconsin-Madison.
- Alberola, E. (2003). “Misalignment, Liabilities Dollarization and Exchange Rate Adjustment in Latin America”. *Banco de Espanha Working Papers* 309, Banco de Espanha.
- Amsdem, Alice. H. (1989). *Asia's Next Giant: South Korea and Late Industrialization*. Oxford: Oxford University Press.
- Amsdem, Alice. H. (2001). *The Rise of “the Rest”: Challenges to the West from Late-Industrializing Economies*. Oxford: Oxford University Press, 2001.
- Baffes, John, Elbadawi, Ibrahim and O’Connel, Stephen A. (1999). “Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate” In Hinkle, L.E. and P.J. Montiel, P.J. *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*. *World Bank Research Publication*, Oxford University Press.
- Barbosa-Filho, Nelson (2015). “O Desafio Macroeconômico de 2015-2018”. *Revista de Economia Política*, Vol.35, nº 3 (140), julho-setembro:403-425.
- Berg, Andrew and Miao, Yanliang (2010). “The Real Exchange Rate and Growth Revisited: The Washington Consensus Strikes Back?” *IMF Working Paper* 10/58. Washington: International Monetary Fund.
- Bernanke, Ben (2015). *Federal Reserve Policy in an International Context*. Artigo preparado para a 16<sup>th</sup> Jacques Polak Annual Research Conference, November 5-6, 2015. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Bogdanski, Joel, Tombini, Alexandre A. and Werlang, Sérgio R. C. (2000). “Implementing Inflation Targeting in Brazil”. *Working Papers Series* 1. Brasília: Banco Central do Brasil (available at <http://www.bcb.gov.br>).
- Bresser-Pereira, Luiz Carlos (2010). *Globalização e Competição: por que alguns países emergentes têm sucesso e outros não*. Rio de Janeiro: Ed. Campus.

---

<sup>25</sup> Ver Aizenman *et.al*. (2010), para o caso geral do continente asiático, e Subbarao (2014), para o caso da Índia.

Bresser-Pereira, Luiz Carlos, Oreiro, José Luis e Marconi, Nelson. (2014). *Developmental Macroeconomics: New Developmentalism as a Growth Strategy*. London: Routledge.

Calvo, Guillermo, and Reinhart, Carmen (2002). "Fear of Floating". *Quarterly Journal of Economics*, 117(2), pp. 379-408.

Calvo, Guillermo, Leiderman, Leonardo and Reinhart, Carmen (1993). "Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America. The Role of External Factors". *IMF Staff Papers*, Vol. 40, no. 1. Washington, DC: International Monetary Fund.

Dollar, David and Kraay, Aart (2003). "Institutions, Trade and Growth". *Journal of Monetary Economics*. Elsevier, vol. 50, nº 1:133-162. January.

Edwards, Sebastian (1988). "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries". *UCLA Working Paper* Number 506. Los Angeles: University of California, Los Angeles. September.

Edwards, Sebastian (1989). *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*. Cambridge, MA: MIT Press, 1989.

Engle, R. F., Hendry, D. F. and Richard, J. F. (1983). "Exogeneity". *Econometrica*. Vol. 51: 277-304.

Gala, Paulo (2008). "Real Exchange Rate Levels and Economic Development: Theoretical Analysis and Econometric Evidence". *Cambridge Journal of Economics* 32:273-288

Hahn, Frank (1984). *Die Allgemeine Gleichgewichtstheorie*. In: Bell, D. and I. Bristol (eds). *Die Krise der Wirtschaftstheorie*. Berlin, Springer Verlag.

Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton University Press.

Helmers, F. Leslie C.H. (1988). "The Real Exchange Rate". In Dornbusch, R. and F. Leslie C. H. Helmers (eds). *The Open Economy: Tools for Policymakers in Developing Countries*. Oxford: Oxford University Press.

Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, (12): 231–254.

Kaltenbrunner, Annina (2008). "A Post-Keynesian Look at the Exchange Rate Determination in Emerging Markets and its Policy Implications: The Case of Brazil". Paper presented at the Research Network Macroeconomics and Macroeconomic Policies, 12<sup>th</sup> Conference on "Macroeconomic Policies on Shaky Foundations – Whither Mainstream Economics? 31 October-1 November, Berlin.

Kaltenbrunner, Annina (2010). "International Financialization and Depreciation: The Brazilian Real in the International Financial Crisis". *Competition and Change*, Vol. 14 (3-4), December: 296-323.

Keynes, John M. (1923). "A Tract on Monetary Reform". *The Collected Writings of John Maynard Keynes IV*. London: Macmillan, 1973

Krugman, Paul (1991). History versus Expectations. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, no 2, May: 651-667.

Krugman, Paul R. e Taylor, Lance (1978). "Contractionary Effects of Devaluation". *Journal of International Economics* 8: 445-456.

Marconi, Nelson (2012). "The Industrial Equilibrium Exchange Rate in Brazil: an Estimation". *Revista de Economia Política*, Vol. 32, nº 4 (129):656-665, Outubro-Dezembro.

Nassif, André, Feijó, Carmem e Araújo, Eliane (2015a). "Structural Change and Economic Development: is Brazil Catching up or Falling Behind?" *Cambridge Journal of Economics*, Vol.39: 1307-1332 (Advance Access publication 12, November 2014).

Nassif, André, Feijó, Carmem e Araújo, Eliane (2011). "The Long-term "Optimal" Real Exchange Rate and the Currency Overvaluation Trend in Open Emerging Economies: the Case of Brazil". *UNCTAD Discussion Papers* nº 206. Geneva: United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD). December (available at [http://unctad.org/en/pages/publications/Discussion-Papers-\(Series\).aspx](http://unctad.org/en/pages/publications/Discussion-Papers-(Series).aspx)). Acessado em 19 de janeiro de 2016.

Obstfeld, Maurice and Rogoff, Kenneth (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, Mas The MIT Press.

Ostry, J., Ghosh, A.R., Habermeier, K., Laeven, L., Chamon, M., Qureshi, M.S., Kokenyne, A. (2011). "Managing Capital Inflows: What Tools to Use?". *IMF Staff Discussion Note*. SDN/11/06. Washington, DC.: International Monetary Fund. April 5.

Ostry, J.D., Ghosh, A.R. e Chamon, M. (2012). "Two Targets, Two Instruments: Monetary and Exchange Rate Policies in Emerging Market Economies". *IMF Staff Discussion Note* 12/01. Washington, D.C.: International Monetary Fund.

Prasad, Eswar, Raghuram Rajan, and Arvind Subramaniam (2006). "Foreign Capital and Economic Growth". Washington: IMF Research Department.

Razin, Ofair and Collins, Suzan M. (1999). "Real Exchange Rate Misalignments and Growth". In Razin, A. and E. Sadka (ed.). *The Economics of Globalization: Policy Perspectives from Public Economics*. Cambridge: Cambridge University Press.

Rodrik, Dani (2008). "The Real Exchange Rate and Economic Growth". *Brookings Papers on Economic Activity*, 2:365-412.

Simonsen, Mário H. e Cysne, Rubens P. (1995). *Macroeconomia*. 2ª edição. São Paulo: Editora Atlas.

Subbarao, D. (2014). "Capital Account Management: Toward a New Consensus?". In: G. Akerlof, O. Blanchard, D. Romer and J. Stiglitz (eds). *What Have we Learned? Macroeconomic Policy after the Crisis*. Cambridge, MA: The MIT Press: 265-270.

Taylor, Alan M. and Taylor, Mark P. (2004). "The Purchasing Power Parity Debate". *NBER Working Papers Series* 10607. Cambridge, Massachusetts. National Bureau of Economic Research.

Williamson, John (2008). "Exchange Rate Economics". *Working Paper Series* WP 08-3. Washington, DC. Peterson Institute for International Economics.

## APÊNDICE 1

### Descrição das variáveis e fontes da base de dados

**RER** é o indicador da taxa de câmbio real efetiva obtida da série 11752, disponível na base de dados do Banco Central do Brasil:

<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>

**Y** é o PIB real per capita em dólares norte-americanos. Esta variável foi estimada a partir da divisão da série 4385 de PIB mensal em dólar pela série 21774 de população no ano (estimativa do IBGE), ambas disponíveis na base de dados do Banco Central do Brasil (ver endereço eletrônico acima). Para o ano de 1999 o dado de população refere-se à série 7330.

**ToT** é o índice de termos de troca da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX), obtido no IPEADATA disponível no endereço eletrônico <http://www.ipeadata.gov.br/>

**CC** é o saldo em conta corrente expresso em relação ao PIB, calculado pela razão da série 2731 de saldo mensal em transações correntes pela série 4385 de PIB mensal, ambas disponíveis na base de dados do Banco Central do Brasil (ver endereço eletrônico acima).

**IDIFER** é o diferencial entre a taxa de juros mensal de curto prazo doméstica (Swap DI Pré-360 dias) e a taxa de juros mensal de curto prazo internacional (FDTR – US Federal Funds Target Rate), ambas disponíveis no endereço eletrônico:

[https://www.blumberg.com/?utm\\_source=Microsoft&utm\\_medium=cpc&utm\\_campaign=BLUM](https://www.blumberg.com/?utm_source=Microsoft&utm_medium=cpc&utm_campaign=BLUM)

**RI** é o estoque de reservas internacionais, expresso como proporção do PIB, calculado pela razão da série 3546 de estoque das reservas internacionais pela série 4385 do PIB, ambas disponíveis na base de dados do Banco Central do Brasil (ver endereço eletrônico acima).

**CR** é indicador de prêmio de risco-Brasil representado pelo EMBI Brazil Sovereign Foreign Currency, do JP Morgan, disponível em: [www.macrodadosonline.com.br](http://www.macrodadosonline.com.br)