

Os Efeitos dos Choques Reais e Nominais Sobre as Taxas de Câmbio no Brasil[†]

▪ Emerson Marinho^{*}

▪ Marcelo Teixeira^{**}

Resumo

Este artigo analisa os impactos dos choques reais e nominais sobre as taxas de câmbio real e nominal entre Brasil e Estados Unidos no período de 1999 a 2007. O objetivo principal é estudar o comportamento das taxas de câmbio real e nominal em direção ao equilíbrio de longo prazo e como essas taxas podem ser decompostas em movimentos causados por choques reais e nominais. Os resultados mostraram que ambas as taxas de câmbio respondem de imediato a um choque nominal, ocorrendo o fenômeno de overshooting. O efeito de um choque nominal sobre a taxa real de câmbio é apenas temporário, enquanto, sobre a taxa nominal, é permanente. Quando submetidas a choques reais, ambas as taxas de câmbio “saltam”, ultrapassando seus níveis de equilíbrio de longo prazo, para retornarem a esse equilíbrio em aproximadamente 25 meses. Novamente se observa o fenômeno de overshooting e que esses efeitos sobre as taxas de câmbio são de caráter permanente.

Palavras-Chave

taxas de câmbio, choques reais e nominais, efeitos permanente e temporário

Abstract

This article analyses the impact of real and nominal shocks on the real and nominal exchange rates between Brazil and the US in the period from 1999 to 2007. The main objective is to verify the real and nominal exchange rates paths toward the long-run equilibrium, and how these rates can be decomposed into movements caused by real and nominal shocks. The results show that both types of exchange rates respond immediately to a nominal shock leading to overshooting. However, the effect of a nominal shock, on the real exchange rate is only temporary, while, on the nominal exchange rate, it is permanent. Subjected to a real shock both exchange rates jump to a level that overshoots their long run equilibrium, returning to it around 25 months. The real shock also has a permanent effect on the real and the nominal exchange rates.

Keywords

exchange rates, nominal and real shocks, permanent and temporary effects

JEL Classification

C32, F31, F41

[†] Os autores agradecem ao CNPq pelo financiamento desta pesquisa.

^{*} Curso de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC). E-mail: emarinho@ufc.br.

^{**} Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas (EPGE/FGV). E-mail: marceloparana-gua@hotmail.com.

Endereço para contato: CAEN/UFC – Av. da Universidade, 2.700 – 2º andar – Fortaleza – CE. CEP: 60.020-181.

(Recebido em janeiro de 2009. Revisões requeridas em outubro de 2009. Aceito para publicação em novembro de 2009).

1 Introdução

Este artigo analisa os impactos dos choques reais e nominais sobre as trajetórias das taxas de câmbio real e nominal entre Brasil e Estados Unidos no período de 1999 a 2007. Mais precisamente, os objetivos são os seguintes: i) estudar, após a ocorrência de choques, o comportamento dos movimentos das taxas de câmbio real e nominal em direção ao novo equilíbrio de longo prazo; ii) mensurar a participação de cada tipo de choque nas trajetórias das taxas de câmbio, ou seja, como as taxas de câmbio real e nominal podem ser decompostas em movimentos causados pelos choques reais e nominais. Como objetivo secundário, tentar-se-á verificar empiricamente o fenômeno do *overshooting* da taxa de câmbio devido a Dornbusch (1976).

A teoria de finanças internacionais reconhece dois tipos distintos de choques que impactam diferentemente as taxas de câmbio real e nominal. Primeiramente, os choques reais originados do lado da demanda ou oferta agregada que podem afetar ambas as taxas de câmbio real e nominal. Por exemplo, variações permanentes na demanda ou oferta causarão variações permanentes nestas últimas. O outro tipo são os choques nominais que podem afetar as variáveis reais somente no curto prazo, mas que podem afetar as variáveis nominais no longo prazo. Esse seria o caso, por exemplo, de uma variação na oferta nominal de moeda.

Desta forma, de acordo como os modelos de finanças internacionais, variações permanentes na oferta de moeda podem ter efeitos permanentes sobre a taxa de câmbio nominal, mas somente efeitos temporários sobre a taxa real.

De acordo com Enders e Lee (1997), os modelos macroeconômicos estruturais baseados nos fundamentos têm falhado em isolar as variáveis responsáveis pelos movimentos das taxas de câmbio. A principal crítica a esses modelos é a não incorporação dos choques pelo lado da demanda que podem ser os principais determinantes das taxas de câmbio. Em função disso, esses autores utilizam uma metodologia alternativa, baseada na técnica desenvolvida por Blanchard e Quah (1989), para explicar os movimentos das taxas de câmbio entre os Estados Unidos e seus três principais parceiros comerciais (Canadá, Japão e Alemanha).

Neste artigo, far-se-á uso desta mesma metodologia, mas com uma diferença: ao invés de se estimar um Vetor Autorregressivo Estrutural (VARE) como em Enders e Lee (1997), utiliza-se um Vetor Autorregressivo Estrutural com Correção de Erros (VARECE), em que as taxas de câmbio real e nominal são as variáveis dependentes do modelo. Essa técnica também permite decompor os movimentos das taxas de câmbio real e nominal em componentes induzidos por fatores permanentes (choques reais) e temporários (choques nominais). Adicionalmente, através da decomposição

da variância, pode-se quantificar em quanto os choques nominais e reais contribuem para a variância do erro de previsão das respectivas taxas de câmbio.

Em relação ao uso desta metodologia, podem ser citados, como exemplos de evidência empírica internacional, os artigos mais recentes de Gallagher e Kavanagh (2002), Enders e Lee (1997) e Clarida e Gali (1994). Para o Brasil, têm-se os artigos de Abras e Sekkel (2007) e Maia e Ramalho (2006).

Abras e Sekkel (2007) encontraram pouca evidência de *overshooting* (efeito ultrapassagem) da taxa de câmbio nominal em resposta a um choque nominal. Além disso, variações na taxa de câmbio real foram explicadas por choques reais, enquanto variações no câmbio nominal foram preponderantemente explicadas por choques nominais. Os choques do lado da oferta relativos aos do lado da demanda foram os maiores responsáveis na explicação da variância da taxa de câmbio real. Esses resultados vão de encontro aos obtidos em trabalhos internacionais, pois, em geral, em países desenvolvidos, a evidência empírica tem mostrado que os choques reais são mais importantes na determinação das taxas de câmbio real e nominal.

Já Maia e Ramalho (2006) verificaram a evidência de *overshooting* para a taxa nominal de câmbio entre o Brasil e os Estados Unidos. No curto prazo, apesar de os choques reais serem mais relevantes para explicar a dinâmica das taxas de câmbio reais e nominais, uma parcela significativa da variância da taxa de câmbio nominal também é explicada por choques nominais. Em relação à taxa real de câmbio, concluíram que os choques na composição da demanda agregada são os maiores responsáveis por suas flutuações.

Portanto, além dos resultados obtidos por esses autores se apresentarem contraditórios, uma observação importante pode ser feita a esses dois trabalhos: se as taxas de câmbio real e nominal forem cointegradas, ao se estimar um VARE, comete-se um erro de especificação, pois os termos de correção dos erros são omitidos como variáveis explicativas. Assim, os resultados obtidos podem ser inválidos em função da má especificação do modelo. O procedimento mais indicado seria a estimação via um modelo VARECE que incorpora como variáveis explicativas os termos de correção de erro, além de impor que choques nominais não impactam a taxa de câmbio real no longo prazo. Esse é o modelo que será empregado neste trabalho.

Entre outros resultados, este artigo mostra que os impactos dos choques reais sobre ambas as taxas cambiais são maiores que os impactos dos choques nominais, tanto no curto como no longo prazo. Além do mais, com exceção do efeito estimado de um choque nominal sobre a taxa de câmbio real, esses efeitos são permanentes. O

fenômeno do “*overshooting*” foi verificado para ambas as taxas de câmbio quando submetidas a choques reais e nominais.

Além dessa introdução, esse artigo está distribuído nas seguintes seções: na seção 2, é apresentado um modelo macroeconômico estrutural que mostra como as taxas de câmbio real e nominal reagem a efeitos de choques reais e nominais. Esse modelo também apresenta o efeito do “*overshooting*” de ambas as taxas de câmbio. Na seção 3, faz-se uma caracterização e análise das séries de taxas de câmbio. A seção 4 apresenta o modelo econométrico VARECE. Na seção 5, são apresentados os resultados e análise do modelo estimado. As conclusões finais são relatadas na última seção. Por último, nos Apêndices A e B, mostra-se, respectivamente, a solução do modelo apresentado na segunda seção e como se estima o modelo VARECE.

2 Modelo Teórico

De acordo com o que foi apresentado na introdução, a teoria reconhece dois tipos distintos de choques que impactam diferentemente as taxas de câmbio real e nominal. Um deles são os choques reais originados do lado da demanda ou oferta agregada que podem afetar ambas as taxas de câmbio real e nominal. O outro são os choques nominais que podem afetar as variáveis reais somente no curto prazo, mas que podem afetar as variáveis nominais no longo prazo. Desta forma, variações permanentes na oferta de moeda, por exemplo, podem ter efeitos permanentes sobre a taxa de câmbio nominal, mas somente efeitos temporários sobre a taxa real.

O modelo macroeconômico estrutural, baseado em fundamentos devido a Dornbusch (1976), serve como referência para mostrar como os choques reais e nominais afetam as taxas de câmbio real e nominal e como se dá o fenômeno do “*overshooting*”. Os resultados desse modelo também servirão de referência para se impor restrições de identificação no modelo VARECE.

Nesses termos, suponha uma economia pequena e aberta com perfeita mobilidade de capital internacional, descrita pelas seguintes equações:

$$r(t) = r^*(t) + \dot{E}(t) \quad (1)$$

$$M(t) - P(t) = \alpha_1 Y(t) - \alpha_2 r(t), \quad \alpha_1 > 0, \quad \alpha_2 > 0 \quad (2)$$

$$\dot{P}(t) = \rho \{ \beta_0 + (\beta_1 - 1)Y(t) - \beta_2 r(t) + g(t) + \beta_3 (E(t) - P(t)) \} \quad (3)$$

$$\rho > 0, \beta_0 > 0, 0 < \beta_1 < 1, \beta_2 > 0 \text{ e } \beta_3 > 0$$

$$\theta(t) = E(t) + P^*(t) - P(t) \quad (4)$$

onde r é taxa de juros nominal, r^* é a taxa de juros externa, E é o logaritmo da taxa de câmbio nominal, \dot{E} é a taxa de variação da expectativa de desvalorização da taxa de câmbio nominal, M é o logaritmo da oferta nominal de moeda, P é o logaritmo do nível de preço doméstico, \dot{P} é a taxa de variação do nível de preço. Y é o logaritmo do nível de produto real, g é o logaritmo do gasto real do governo, θ é o logaritmo da taxa real de câmbio e P^* é o logaritmo do nível de preço externo. As variáveis endógenas do sistema acima são a taxa de câmbio nominal e real, o nível de preço e a taxa de juros doméstica, enquanto as demais são consideradas exógenas. Todas as variáveis estão indexadas pelo tempo t .

A expressão (1) é afirmação da paridade descoberta da taxa de juros. Por arbitragem, a taxa de juros interna é igual à taxa de juros externa mais uma expectativa da variação da taxa de câmbio nominal. Para simplificação, supõe-se perfeita previsão nesse modelo. A equação (2), representada por uma curva LM padrão, descreve o equilíbrio no mercado monetário. A equação (3) descreve o ajuste do nível de preço doméstico, que é proporcional ao excesso de demanda.

Nesse modelo, adota-se a hipótese de que o nível de preço doméstico segue uma trajetória contínua (variável *sluggish*) ao longo do tempo, mesmo quando ocorre algum choque na economia. Por outro lado, admite-se que a taxa de câmbio nominal “salta” (variável *jump*) de imediato quando ela é afetada por qualquer tipo de choque.

Resolvendo o sistema de equações de (1) a (3) para \dot{P} e \dot{E} , tem-se, respectivamente, que:

$$\dot{P}(t) = \rho \left\{ -\left(\beta_3 + \frac{\beta_2}{\alpha_2}\right)P(t) + \beta_3 E(t) + \rho g(t) + \left[(\beta_1 - 1) - \frac{\beta_2 \alpha_1}{\alpha_2}\right]Y(t) + \frac{\beta_2}{\alpha_2}M(t) + \beta_0 \right\} \quad (5)$$

$$\dot{E}(t) = \frac{1}{\alpha_2}P(t) + \frac{1}{\alpha_2}Y(t) - \frac{1}{\alpha_2}M(t) - i^*(t) \quad (6)$$

No Apêndice A, demonstra-se que o equilíbrio do sistema (5) e (6) é do tipo *ponto de sela* e também como se dá formalmente a dinâmica de equilíbrio das taxas de câmbio após a ocorrência de um choque não anunciado.

Nestes termos, os braços estável e instável desse sistema e a trajetória da taxa de câmbio real representados, respectivamente, pelas retas XX' , YY' e ZZ' dão origem ao diagrama da Figura 1, a seguir.

Admita-se que tenha ocorrido um choque não anunciado de um aumento na oferta de moeda; supondo o equilíbrio inicial na origem, desde que o nível de preço, por hipótese, reage lentamente aos choques, as taxas de câmbio real e nominal respondem imediatamente, saltando para o novo braço estável XX' .

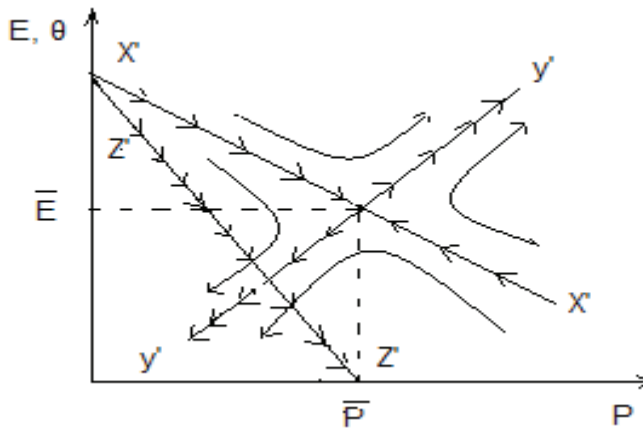


Figura 1 – Dinâmica de Equilíbrio das Taxas de Câmbio Real e Nominal

Essa resposta inicial é o efeito de curto prazo e a intensidade dos saltos é dada por:

$$E(0) - \bar{E}_1 = \theta(0) - \bar{\theta}_1 = \left(1 - \frac{1}{\lambda_1 \alpha_2}\right) dm > dm$$

onde dm mensura de quanto foi a expansão permanente da oferta de moeda. Esse é o efeito *overshooting* das taxas de câmbio, pois, em resposta a um choque nominal, essas taxas ultrapassam o equilíbrio de longo prazo (\bar{E}, \bar{P}) . Alcançando o braço estável, a taxa de câmbio nominal caminha através do braço estável XX' até alcançar o novo equilíbrio de longo prazo \bar{E} . Por sua vez, a taxa de câmbio real segue sua trajetória através da reta ZZ' até alcançar o equilíbrio de longo prazo inicial, representado pelo ponto $(0, \bar{P})$. Ou seja, os deslocamentos dos equilíbrios de longo prazo da taxa de câmbio nominal e do nível geral de preço doméstico são iguais à variação

do aumento da oferta de moeda ($d\bar{E} = d\bar{P} = dm$). Por sua vez, não ocorre deslocamento do equilíbrio da taxa de câmbio real ($d\bar{\theta} = 0$).

Isto posto, choques nominais só apresentam efeito de curto prazo na taxa de câmbio real, pois, no longo prazo, essa taxa não varia. Ou seja, esse efeito é temporário. Por outro lado, o efeito sobre a taxa de câmbio nominal é permanente, pois, após o choque, essa taxa alcança o novo equilíbrio de longo prazo (\bar{E}, \bar{P}).

Suponha-se agora um choque no gasto real do governo (um aumento não anunciado do gasto real). Nesse caso, os efeitos de curto e longo prazo sobre as taxas de câmbio nominal e real são idênticos. Com efeito, no curto prazo, os saltos dessas respectivas taxas são dados pela expressão:

$$E(0) - \bar{E}_1 = \theta(0) - \bar{\theta}_1 = -\frac{1}{\beta_3} dg$$

onde dg é variação do gasto real do governo.

Da mesma forma, no longo prazo, os deslocamentos dos equilíbrios das taxas de câmbio nominal e real são iguais, ou seja, $d\bar{E} = d\bar{\theta} = -\frac{1}{\beta_3} dg$. Desde que o nível de preço doméstico não se altera ($d\bar{P} = 0$), um aumento dos gastos do governo provoca de imediato um salto de mesma intensidade nas taxas de câmbio.

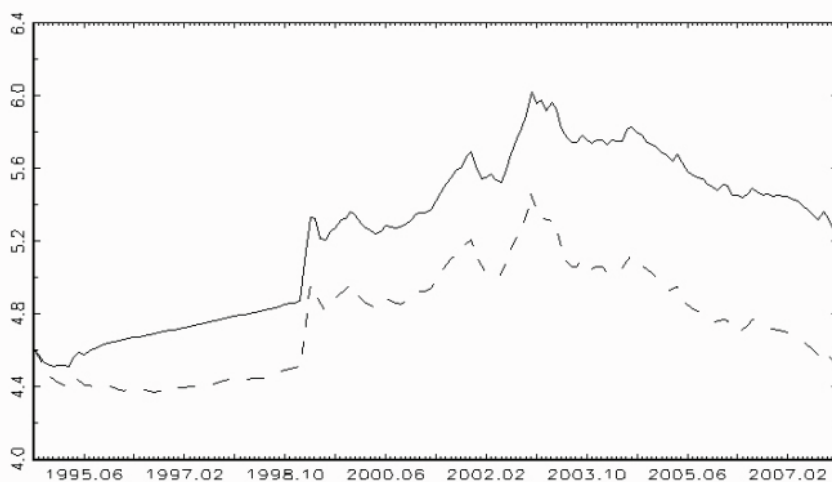
Em resumo, no curto prazo, existem choques que afetam a taxa de câmbio real e nominal de maneira idêntica. Porém, no longo prazo, certos choques não terão nenhum efeito sobre a taxa de câmbio real, mas poderão apresentar efeitos permanentes na taxa de câmbio nominal. Essas conclusões corroboram a noção de que choques nominais podem ter efeitos permanentes na taxa de câmbio nominal, mas somente efeitos temporários sobre a taxa de câmbio real. É essa a restrição que será usada no modelo VARECE para torná-lo identificado.

3 Análise e Caracterização das Taxas de Câmbio Real e Nominal

Os valores da taxa de câmbio nominal utilizados são referentes às médias mensais da taxa de câmbio comercial R\$/US\$ para compra, coletados no Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA), por meio de seu site de dados econômicos, o IPEADATA.

A taxa de câmbio real foi construída de acordo com a teoria da Paridade do Poder de Compra, utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC),¹ publicado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e o *Consumer Price Index* CPI-EUA, ambos coletados no IPEADATA.² As séries de taxas de câmbio real e nominal foram transformadas em índices, tomando-se o mês de julho de 1994 como o mês base. Os logaritmos das taxas de câmbio real e nominal serão denominados, respectivamente, por *lnnbr* e *lnbnn*.

As trajetórias das séries de logaritmos das taxas de câmbio real e nominal entre Brasil e EUA, no período de julho de 1994 a dezembro de 2007, são mostradas na Figura 2.³ Observa-se, no curto prazo, que as taxas de câmbio nominal e real apresentam movimentos semelhantes. Em particular, os picos e as inflexões de ambas as séries são coincidentes. No entanto, ao longo do tempo (longo prazo), essas séries apresentam divergência.



Nota: ----- Taxa de Câmbio Real; — Taxa de Câmbio Nominal.

Figura 2 – Logaritmo das Taxas de Câmbio Nominal e Real entre Brasil e EUA

- 1 Abras e Sekkel (2007) construíram a taxa de câmbio real com base no INPC. Desde que se pretende comparar os resultados desse artigo com os daqueles autores, adotou-se também esse mesmo índice neste artigo.
- 2 Sítio da base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA). URL: www.ipeadata.gov.br.
- 3 Embora a Figura 2 apresente as trajetórias das taxas de câmbio real e nominal entre julho de 1994 e dezembro de 2007, na estimação dos modelos econométricos, só se considera o período após o início do regime de taxa de câmbio flutuante (janeiro de 1999).

De acordo com as conclusões do modelo estrutural apresentado na seção anterior, uma possível explicação para essas características, como em Enders e Lee (1997), é a existência de dois tipos de choques afetando ambas as taxas de câmbio. O primeiro, chamado de choque real, afeta ambas as taxas de maneira semelhante. Na Figura 1, isso é caracterizado pelos movimentos semelhantes, no curto prazo, das taxas de câmbio.

O outro, denominado de choque nominal, apresenta efeitos diferenciados nas taxas nominal e real de câmbio. Consistente com a principal conclusão do modelo de Dornbusch (1976), choques nominais têm efeitos apenas temporários sobre a taxa de câmbio real e efeitos permanentes sobre a taxa de câmbio nominal. Observe que esse resultado também vai ao encontro do princípio da neutralidade da moeda. Como já comentado anteriormente, é essa hipótese que será usada como a restrição de identificação do modelo VARECE.

As trajetórias do logaritmo das taxas de câmbio, na Figura 1, parecem indicar a presença de raiz unitária. Isto posto, os resultados dos valores-p do teste de raiz unitária aumentado de Dickey-Fuller, dispostos na Tabela 1, confirmam essa evidência.⁴ Por outro lado, o mesmo teste para a primeira diferença dessas séries permite a rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária.

Tabela 1 – Teste de Raiz Unitária Aumentado de Dickey-Fuller – Regressão:

$$\Delta x_t = \mu + \alpha_0 t + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

Variáveis	α	Valor-p	CIS
<i>lnibr</i>	-0,04	0,6905	$k=1$
<i>lnbcn</i>	-0,03	0,8716	$k=1$
$\Delta \lnibr$	-0,66	0,0000	$k=0$
$\Delta \lnbcn$	-0,65	0,0000	$k=0$

Notas: $\Delta \lnibr$: primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real; $\Delta \lnbcn$: primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio nominal; CIS: Critério de Informação de Schwartz. Valores-p calculados por Mackinnon (1996).

4 Realizou-se também o teste de raiz unitária com quebra estrutural endógena de Lane *et al.* (2002). O período de quebra determinado pelo teste foi 11/2002 para *lnbcn* e *lnibr*. Os resultados das estatísticas dos testes foram 0.2638 e -0.4224, respectivamente, para *lnbcn* e *lnibr*. Por sua vez, os valores críticos desse teste são iguais a -3.55, -3.03 e -2.76, respectivamente, para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%, considerando uma defasagem para $\Delta \lnbcn$ e nenhuma para $\Delta \lnibr$. Os resultados do teste parecem indicar a presença de raiz unitária em *lnbcn* e *lnibr*.

Admitindo-se, portanto, que as séries dos logaritmos das taxa de câmbio não são estacionárias, realiza-se o teste de cointegração de Johansen e Juselius (1990). De acordo com os resultados dos valores-p apresentados na Tabela 2, a conclusão, tanto pelo teste do traço como do autovalor máximo, é que essas séries apresentam uma única relação cointegrante.

Desta maneira, se o objetivo é modelar essas séries através de um VARE, tem-se que incorporar nesse modelo os termos de correção de erro, pois as suas não inclusões implicam viés de especificação. A adição desses termos no VARE, além de impor que choques nominais não impactam a taxa de câmbio real, dá origem ao que se denomina de VARECE.

Tabela 2 – Teste de Cointegração de Johansen com Tendência Linear Determinística

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Valor da Estatística	Valor Crítico (5%)	Valor-p
Teste do Traço				
$r = 0$	$r > 0$	40,84	25,87	0,0003
$r \leq 1$	$r > 1$	5,61	12,52	0,5119
Autovalor Máximo				
$r = 0$	$r = 1$	35,24	19,39	0,0001
$r = 1$	$r = 2$	5,61	12,52	0,5119

Nota: Os valores-p foram calculados por Mackinnon, Haug e Michelis (1999).

4 O Modelo Econométrico

Por questão de simplicidade, no desenvolvimento desses modelos a seguir, não se incluirá os termos de correção de erros, embora eles sejam levados em consideração nas estimações dos modelos. Nestes termos, um VAR de ordem p na sua forma reduzida para $\ln cbr$ (logaritmo da taxa de câmbio real) e $\ln cbn$ (logaritmo da taxa de câmbio nominal) pode ser definido como:

$$\Delta \ln cbr_t = a_{10} + \sum_{j=0}^p a_{11}(j)L^j \Delta \ln cbr_t + \sum_{j=0}^p a_{12}(j)L^j \Delta \ln cbn_t + \mu_{1t} \quad (7)$$

$$\Delta \ln cbn_t = a_{20} + \sum_{j=0}^p a_{21}(j)L^j \Delta \ln cbr_t + \sum_{j=0}^p a_{22}(j)L^j \Delta \ln cbn_t + \mu_{2t} \quad (8)$$

onde $\Delta = 1 - L$ é o operador diferença, de forma que $L^j x_t = x_{t-j}$, e μ_{1t} , μ_{2t} são distúrbios com médias zero e variâncias constante.

Desde que as variáveis $\Delta \ln cbr_t$ e $\Delta \ln cbn_t$ são de ordem I(0), existe uma representação do modelo VAR (equações (7) e (8)) na forma de um Modelo de Média Móvel Autorregressivo (MMAR):

$$\Delta \ln cbr_t = \Delta \overline{\ln cbr} + \sum_{j=0}^{\infty} b_{11}(j)L^j \varepsilon_{rt} + \sum_{j=0}^{\infty} b_{12}(j)L^j \varepsilon_{nt} \quad (9)$$

$$\Delta \ln cbn_t = \Delta \overline{\ln cbn} + \sum_{j=0}^{\infty} b_{21}(j)L^j \varepsilon_{rt} + \sum_{j=0}^{\infty} b_{22}(j)L^j \varepsilon_{nt} \quad (10)$$

onde $\Delta \overline{\ln cbr}$ e $\Delta \overline{\ln cbn}$ são, respectivamente, as médias não condicionais de $\Delta \ln cbr_t$ e $\Delta \ln cbn_t$; ε_{rt} e ε_{nt} são, respectivamente, os choques reais e nominais considerados ruídos brancos. Os efeitos desses choques sobre as taxas real e nominal são mensurados através dos coeficientes $b_{ij}(j)$.

Segundo Blanchard e Quah (1989), a restrição de que os choques nominais não têm efeito sobre a taxa real de câmbio é $\sum_{j=0}^{\infty} b_{12}(j) = 0$. Observe que esta restrição pode ser justificada teoricamente de acordo com o que foi apresentado na seção 2. Desde que $b_{12}(j)$ é o efeito do choque nominal ε_{nt} sobre $\Delta \ln cbr_t$ após j períodos, $\sum_{j=0}^{\infty} b_{12}(j)$ é o efeito acumulado sobre $\Delta \ln cbr_t$. Porém, de (9):

$$\begin{aligned} \ln cbr_t &= (1-L)^{-1} \Delta \overline{\ln cbr} + \sum_{j=0}^{\infty} b_{11}(j)(1-L)^{-1} L^j \varepsilon_{rt} + \sum_{j=0}^{\infty} b_{12}(j)(1-L)^{-1} L^j \varepsilon_{nt} \\ &= (1-L)^{-1} \Delta \overline{\ln cbr} + \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{j=0}^k b_{11}(j) \varepsilon_{rt-j} + \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{j=0}^k b_{12}(j) \varepsilon_{nt-j} \end{aligned}$$

Logo, $\sum_{j=0}^{\infty} b_{12}(j)$ é o efeito de ε_{nt} sobre $\ln cbr$ depois de infinitos períodos. Isso é justamente o efeito de longo prazo do choque ε_{nt} sobre $\ln cbr$. Nestes termos, a restrição $\sum_{j=0}^{\infty} b_{12}(j) = 0$ implica que o efeito cumulativo de ε_{nt} sobre $\Delta \ln cbr_t$ é nulo e que, no longo prazo, ε_{nt} não tem nenhum efeito sobre $\ln cbr$. Em outras palavras, os choques

nominais têm efeitos apenas no curto prazo sobre a taxa real de câmbio, enquanto os choques reais ε_{rt} podem ter efeitos de longo prazo.

Desde que os choques ε_{rt} e ε_{nt} não são observados, suas estimativas são obtidas das estimações de μ_{1t} e μ_{2t} , ao se estimar o VAR (equações (7) e (8)). Acrescentando no lado direito dessas equações o termo de correção de erro $\ln cbr_{t-1} - \beta \ln cbn_{t-1}$ e impondo a restrição $\sum_{j=0}^{\infty} b_{12}(j) = 0^5$ à equação (9), tem-se o modelo VARECE. Além do mais, é exatamente essa última restrição que torna o modelo identificado.

Os multiplicadores de impacto $b_{it}(j)$ de (9) e (10) podem ser utilizados para gerar efeitos dos choques ε_{rt} e ε_{nt} sobre as trajetórias de $\Delta \ln cbr_t$ e $\Delta \ln cbn_t$. Por exemplo, o coeficiente $b_{12}(0)$ é o impacto instantâneo de uma variação unitária em ε_{nt} sobre $\ln cbr_t$. Similarmente, $b_{11}(1)$ e $b_{12}(1)$ são respostas de variações unitárias de um período em ε_{rt-1} e ε_{nt-1} sobre $\Delta \ln cbr_t$, respectivamente. Avançando um período, $b_{11}(1)$ e $b_{12}(1)$ também representam efeitos de variações unitárias em ε_{rt} e ε_{nt} sobre $\Delta \ln cbr_{t+1}$. Portanto, os efeitos acumulados de variações unitárias em $\Delta \ln cbr_t$ e $\Delta \ln cbn_t$ podem ser obtidos somando apropriadamente os coeficientes das funções resposta. Assim, $\sum_{j=0}^n b_{12}(j)$ seria o efeito acumulado de ε_{nt} sobre $\Delta \ln cbr_t$. Fazendo n tender para o infinito, $\sum_{j=0}^{\infty} b_{12}(j)$ seria o multiplicador de longo prazo.

Os quatro coeficientes, $b_{11}(j)$, $b_{12}(j)$, $b_{21}(j)$ e $b_{22}(j)$, são chamados de funções resposta a impulso e o gráfico desses coeficientes contra j permite visualizar o comportamento das séries $\ln cbr_t$ e $\ln cbn_t$ em resposta aos choques reais ε_{rt} e nominais ε_{nt} .

A decomposição da variância do erro de previsão t passos à frente permite sua partição em proporções, devido a cada um dos choques ε_{rt} e ε_{nt} . Pode-se mostrar, por exemplo, que a proporção da variância do erro de previsão t passos à frente de $\Delta \ln cbr_t$, devido a inovações em ε_{nt} , é dada por $\sum_{j=0}^{t-1} b_{12}(j)^2 / \sum_{l=1}^2 \sum_{j=1}^{t-1} b_{1l}(j)^2$. Conseqüentemente, o complementar é a proporção da variância, devido às inovações ε_{rt} .

5 Blanchard e Quah (1989) mostram que a restrição $\sum_{j=0}^{\infty} b_{12}(j) = 0$ imposta à equação (9) é equivalente à restrição $[1 - \sum_{j=0}^{\infty} a_{12}(j)]b_{12}(0) + \sum_{j=0}^{\infty} a_{12}(j)b_{22}(0) = 0$ no modelo VAR formado pelas equações (7) e (8).

4.1 Estimação do Modelo VARECE

Adicionando às equações (7) e (8) o termo de correção de erros $(\ln cbr_{t-1} - \beta \ln cbn_{t-1})$ como variável explicativa, tem-se agora o seguinte sistema de equações:

$$\Delta \ln cbr_t = a_{10} + \alpha_r (\ln cbr_{t-1} - \beta \ln cbn_{t-1}) + \sum_{j=0}^p a_{11}(j) L^j \Delta \ln cbr_t + \sum_{j=0}^p a_{12}(j) L^j \Delta \ln cbn_t + \mu_{1t} \quad (11)$$

$$\Delta \ln cbn_t = a_{20} + \alpha_n (\ln cbr_{t-1} - \beta \ln cbn_{t-1}) + \sum_{j=0}^p a_{21}(j) L^j \Delta \ln cbr_t + \sum_{j=0}^p a_{22}(j) L^j \Delta \ln cbn_t + \mu_{2t} \quad (12)$$

A estimação de (11) e (12) foi realizada por meio de uma adaptação da metodologia de Engle e Granger (1987) utilizada para teste de cointegração entre variáveis.

Assim, desde que, pelo teste de Johansen e Juselius apresentado na seção anterior, as variáveis $\ln cbr_t$ e $\ln cbn_t$ contém uma única relação cointegrante; os resíduos estimados, $\hat{e}_{t-1} = \ln cbr_{t-1} - \hat{\beta} \ln cbn_{t-1}$, obtidos da regressão $\ln cbr_t = \alpha + \beta \ln cbn_t + e_t$ por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), são de ordem I(0). Neste sentido, os resíduos estimados \hat{e}_{t-1} podem servir de instrumentos para o termo de correção de erros em (11) e (12). Observa-se que, com exceção do termo \hat{e}_{t-1} , o sistema de equações (11) e (12) constitui um VAR em primeiras diferenças. Logo, todos os procedimentos desenvolvidos para um VAR também se aplicam ao sistema (11) e (12), agora representado por um modelo de correção de erros.

Note que o lado direito das equações (11) e (12) contém somente as mesmas variáveis predeterminadas e que os termos de erros são, por hipótese, serialmente não correlacionados com variâncias constantes. Em função disso, cada uma dessas equações pode ser estimada pelo método de MQO.

Ainda mais, as estimativas são consistentes e assintoticamente eficientes. As estimativas dos parâmetros das equações (11) e (12) e os testes de adequação estão apresentadas nas Tabelas B1 e B2, respectivamente, no Apêndice B.

Finalmente, Blanchard e Quah (1989) mostram, após a imposição de algumas restrições, como obter as estimativas dos parâmetros e dos resíduos das equações (9) e (10) para se estimar as funções resposta a impulso e a decomposição das variâncias.

5 Funções de Resposta a Impulso e Decomposição da Variância

De acordo com os resultados estimados do modelo VARECE apresentado no Apêndice B, pode-se construir as funções de resposta a impulso acumuladas, medidas em termos de desvio padrão, e a decomposição da variância das taxas real e nominal de câmbio.

O efeito de um choque nominal é um “salto” imediato das taxas real e nominal de câmbio como mostram os painéis (a) e (b) da Figura 3. Observa-se que a intensidades dos “saltos” das taxas de câmbio são aproximadamente de mesma intensidade. Além do mais, esses “saltos” ultrapassam os seus equilíbrios de longo prazo, caracterizando assim o fenômeno de *overshooting*.

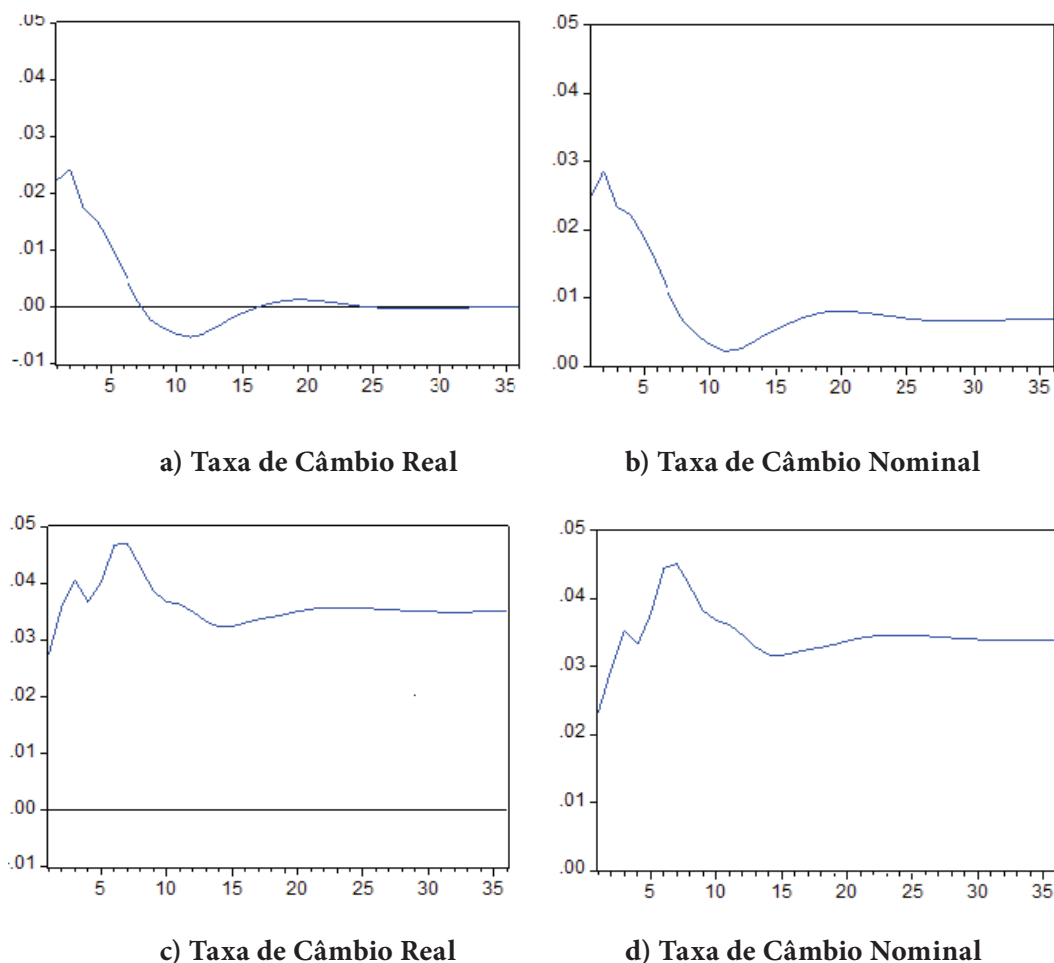


Figura 3 – Resposta das Taxas de Câmbio Real e Nominal aos Choques Nominais e Reais

De acordo com a restrição de identificação imposta no modelo econométrico, o efeito do choque nominal sobre a taxa real de câmbio é necessariamente transitório. A taxa de câmbio real retorna para seu nível inicial de equilíbrio de longo prazo aproximadamente após 25 meses.⁶ A taxa de câmbio nominal também retorna para um novo equilíbrio de longo prazo no mesmo período. No entanto, esse efeito é permanente, pois o novo equilíbrio alcançado é diferente do equilíbrio inicial.

Todos esses resultados corroboram as principais conclusões do modelo de Dornbusch (1976), apresentado na seção 2, e que estão representados no diagrama da Figura 1.

Os painéis (c) e (d) mostram, respectivamente, os efeitos de um choque real sobre as taxas real e nominal de câmbio. Inicialmente, ocorre um salto de ambas as taxas de câmbio para, em seguida, seguirem trajetórias semelhantes até alcançarem seus novos equilíbrios de longo prazo. Os efeitos são de caráter permanente, pois esses novos equilíbrios são em níveis diferentes dos equilíbrios iniciais.

Os resultados da decomposição da variância do erro de previsão, apresentados na Tabela 3, para vários horizontes de previsão, mostram que os choques reais explicam a maior parcela da variância do erro de previsão da taxa de câmbio real para qualquer horizonte de previsão.

Em geral, 60% da variância do erro de previsão da taxa de câmbio real é explicada pelos choques reais, enquanto os choques nominais explicam somente 40%.

Tabela 3 – Proporção da Variância do Erro de Previsão das Taxas de Câmbio Real e Nominal Devido a Choques Reais e Nominais

Horizonte	Taxa de Câmbio Real		Horizonte	Taxa de Câmbio Nominal	
	Choques Reais	Choques Nominais		Choques Reais	Choques Nominais
1 mês	0.60	0.40	1 mês	0.47	0.53
3 meses	0.61	0.39	3 meses	0.48	0.52
12 meses	0.60	0.40	12 meses	0.50	0.50
36 meses	0.60	0.40	24 meses	0.50	0.50

6 O conceito de *half-life* da taxa de câmbio determina o período de tempo necessário para que o impacto unitário de um choque sobre a taxa de câmbio se dissipe pela metade. Observando o painel (a) da Figura 3, conclui-se que esse período é de aproximadamente cinco meses. De acordo com Rogoff (1996), os choques sobre a taxa de câmbio real tendem a se dissipar entre um a dois anos para uma amostra de países. Neste sentido, o período de 25 meses obtido neste artigo vai ao encontro do resultado daquele autor. Vale salientar, no entanto, que estimativas pontuais para a *half-life* da taxa de câmbio real são de três a cinco anos. Veja, por exemplo, Rossi (2001) e Choi, Mark e Sul (2006).

Por outro lado, as participações dos choques reais e nominais na decomposição da variância do erro de previsão da taxa de câmbio nominal são aproximadamente de mesma intensidade. Essas participações são da ordem de 50%, qualquer que seja o horizonte de previsão. De certa forma, esse resultado reforça as semelhanças das trajetórias de ambas as taxas de câmbio apresentadas nos painéis (c) e (d).

6 Conclusões

Este trabalho investigou os impactos dos choques reais e nominais sobre as taxas de câmbio real e nominal Brasil/EUA, após o início do período em que o regime da taxa de câmbio tornou-se flutuante.

A partir das funções de resposta a impulso, foi possível observar o comportamento dos movimentos das taxas de câmbio em direção aos seus novos equilíbrios de longo prazo após as ocorrências de choques. Por sua vez, a decomposição das variâncias do erro de previsão permitiu mensurar a participação de cada tipo de choque nesses movimentos.

Em relação aos movimentos das taxas de câmbio real e nominal, quando submetidas a um mesmo tipo de choque (real e nominal), pôde-se ver que as intensidades dos “saltos” de cada uma das taxas foram bastante semelhantes, bem como o tempo que levaram para atingir seus novos equilíbrios de longo prazo (25 meses).

Ambas as taxas de câmbio respondem de imediato a um choque nominal. Inicialmente elas “saltam” para níveis aproximadamente iguais e superiores ao equilíbrio de longo prazo. Desta maneira, percebe-se a ocorrência do fenômeno de *overshooting*. Em seguida, a taxa real de câmbio retorna para seu equilíbrio inicial e a taxa nominal converge para um novo nível de equilíbrio maior. Em outras palavras, o efeito de um choque nominal sobre a taxa real de câmbio é apenas temporário, enquanto sobre a taxa nominal é permanente.

Quando submetidas a choques reais, a reação de ambas as taxas de câmbio são semelhantes. Inicialmente, elas “saltam” ultrapassando seus níveis de equilíbrio de longo prazo para retornarem a esse equilíbrio em aproximadamente 25 meses. Novamente se observa o fenômeno de *overshooting* e que esses efeitos sobre as taxas são de caráter permanente.

Quanto à importância de cada tipo de choque nesses movimentos, a decomposição da variância do erro de previsão mostrou que os choques reais foram os maiores responsáveis pelo movimento da taxa real de câmbio. No longo prazo, essa contribuição

foi de aproximadamente 60%, enquanto o impacto na taxa nominal de câmbio foi de apenas 40%. Por outro lado, os choques reais e nominais apresentaram a mesma participação no movimento da taxa nominal de câmbio.

Esses resultados coincidem, em parte, com os resultados encontrados por Enders e Lee (1997), para o caso americano, quanto à semelhança do movimento da taxa real de câmbio sob efeito de um choque nominal. No entanto, há a predominância dos choques reais sobre ambas as taxas. Esses autores também não verificaram a ocorrência de *overshooting* das taxas de câmbio.

Quanto aos trabalhos de Maia e Ramalho (2006) e Abras e Sekkel (2007) para o Brasil, cujos resultados divergem entre si, os primeiros verificaram a ocorrência de *overshooting* da taxa nominal de câmbio e que os choques reais foram os maiores responsáveis pelos movimentos de ambas as taxas de câmbio. Porém, não analisaram a taxa de câmbio real quanto à ocorrência de *overshooting*.

Já Abras e Sekkel (2007) apontaram os choques nominais como responsáveis pela maioria dos movimentos da taxa de câmbio nominal e não encontraram evidências de *overshooting* para nenhuma das taxas de câmbio.

Portanto, percebe-se que alguns resultados do presente artigo diferem dos resultados obtidos por esses autores.

Portanto, além dos resultados obtidos por esses autores se apresentarem contraditórios e diferirem dos resultados do presente artigo, uma observação importante pode ser feita a esses dois trabalhos. Se as taxas de câmbio real e nominal forem cointegradas, ao se estimar um VARE, comete-se um erro de especificação, pois os termos de correção dos erros são omitidos como variáveis explicativas. Assim, os resultados obtidos podem ser inválidos em função da má especificação do modelo. O procedimento mais indicado seria a estimação via um modelo VARECE que incorpora como variáveis explicativas os termos de correção de erro.

Referências

- ABRAS, A. L. G.; SEKKEL, R. M. *Choques nominais e reais na taxa de câmbio: evidência empírica para o Brasil pós desvalorização de 1999*. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/c48.pdf>>. Acesso em: 31 ago. 2007.
- BLANCHARD, O.; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, v. 79, p. 655-673, Sep. 1989.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J. Sources of real exchange rate fluctuations: how important are nominal shocks? *Carnegie - Rochester Series on Public Policy*, v. 41, p. 1-54, 1994.
- CHOI, C. Y.; MARK, N. C.; SUL, D. Unbiased estimation of the half-life to PPP convergence in panel data. *Journal of Money, Credit & Banking*, v. 38, p. 921-38, June 2006.
- DORNBUSCH, Rudiger. Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, v. 84, p. 1161-76, Dec. 1976.
- ENDERS, W.; LEE, B. Accounting for real and nominal exchange rate movements in the pos-Breton Woods period. *Journal International Money and Finance*, v. 16, p. 233-54, 1997.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error-correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, p. 251-76, Mar. 1987.
- GALLAGHER, L. A.; KAVANAGH, E. Real and nominal shocks to exchange rate: does the regime matter? *The Manchester School*, 70, 2002.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration – with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, p. 169–210, 1990.
- LANNE, M.; LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. *Journal of Time Series Analysis*, 2002.
- MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11, p. 601-618, 1996.
- _____.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14, p. 563-577, 1999.
- MAIA, S. F.; RAMALHO, H. M. de B. Efeitos reais e nominais sobre as flutuações da taxa real de câmbio Brasil/Estados Unidos: um estudo empírico usando VAR (1999-2003). *Revista Economia*, v. 7, n. 1, p. 59-100, jan./jul. 2006.
- ROGOFF, K. The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34, p. 647-668, 1996.
- ROSSI, B. Confidence Intervals for Half-Life Deviations from PPP. *Duke Economics Working Paper # 02-08*, 2001.
- TURNOVSKY, S. J. *Methods of macroeconomic dynamics*. MIT Press, 1997.

Apêndice A

O sistema de equações (5) e (6) pode ser escrito na seguinte forma matricial:

$$\begin{bmatrix} \dot{P}(t) \\ \dot{E}(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} P(t) \\ E(t) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \rho[\beta_0 + G(t) + [(\beta_1 - 1) - \frac{\beta_2 \alpha_1}{\alpha_2}]Y(t) + \frac{\beta_2}{\alpha_2}M(t)] \\ \frac{\alpha_1}{\alpha_2}Y(t) - \frac{1}{\alpha_2}M(t) - i^*(t) \end{bmatrix} \quad (\text{A1})$$

onde, $a_{11} = -\rho(\beta_3 + \frac{\beta_2}{\alpha_2}) < 0$, $a_{12} = \rho\beta_3 > 0$, $a_{21} = 1/\alpha_2 > 0$ e $a_{22} = 0$.

Denominando o determinante da matriz principal desse sistema por $\det A$, tem-se que $\det A = -(\rho\beta_3 / \alpha_2) < 0$. Isso caracteriza que o equilíbrio do sistema (A1) é do tipo ponto de sela. Desde que $\det A = -(\rho\beta_3 / \alpha_2) = \lambda_1 \lambda_2 < 0$, onde λ_1 e λ_2 são as raízes características do sistema (autovalores), admite-se que $\lambda_1 < 0$ e $\lambda_2 > 0$.

Seguindo Turnosvsky, para assegurar a estabilidade da solução, supõe-se que a variável $P(t)$ evolui continuamente ao longo do tempo (variável *sluggish*) e que $E(t)$ possa saltar (variável *jump*) quando ocorre algum tipo de choque.

Isto posto, suponha-se, por exemplo, que o governo anuncie que irá aumentar a oferta de moeda no período futuro $T > 0$. As soluções de (A1) para o período $0 < t \leq T$ são da forma:

$$P(t) = \bar{P}_1 + A_1 e^{\lambda_1 t} + A_2 e^{\lambda_2 t} \quad (\text{A3})$$

$$E(t) = \bar{E}_1 + \left(\frac{\lambda_1 - a_{11}}{a_{12}}\right) A_1 e^{\lambda_1 t} + \left(\frac{\lambda_2 - a_{11}}{a_{12}}\right) A_2 e^{\lambda_2 t} \quad (\text{A4})$$

onde \bar{P}_1 e \bar{E}_1 são as soluções de estado estacionário inicial (equilíbrio de longo prazo) antes do aumento da oferta de moeda e A_1 e A_2 são as constantes de integração.

Para o período $T > 0$, quando ocorre a expansão na oferta de moeda, as soluções são da forma:

$$P(t) = \bar{P}_2 + A_1' e^{\lambda_1 t} + A_2' e^{\lambda_2 t} \quad (\text{A5})$$

$$E(t) = \bar{E}_2 + \left(\frac{\lambda_1 - a_{11}}{a_{12}}\right) A_1' e^{\lambda_1 t} + \left(\frac{\lambda_2 - a_{11}}{a_{12}}\right) A_2' e^{\lambda_2 t} \quad (\text{A6})$$

onde \bar{P}_2 e \bar{E}_2 são as soluções de estado estacionário (equilíbrio de longo prazo) após o aumento da oferta de moeda e A_1' e A_2' são outras constantes de integração.

Para a completa caracterização das soluções de $P(t)$ e $E(t)$, as constantes A_1 , A_2 , A_1' e A_2' têm que ser determinadas. Para isso, inicialmente impõe-se que as soluções para $P(t)$ e $E(t)$ não diverjam quando $t \rightarrow \infty$. Logo, desde que, por hipótese, $\lambda_2 > 0$, deve-se fazer $A_2' = 0$ em (A5) e (A6). Assim, (A5) e (A6) passam a ser escritas como:

$$P(t) = \bar{P}_2 + A_1' e^{\lambda_1 t} \quad (\text{A7})$$

$$E(t) = \bar{E}_2 + \left(\frac{\lambda_1 - a_{11}}{a_{12}}\right) A_1' e^{\lambda_1 t} \quad (\text{A8})$$

Ou seja, após o período T , $P(t)$ e $E(t)$ seguem as trajetórias estáveis descritas por (A7) e (A8). Desde que λ_1 e λ_2 satisfazem a seguinte relação, $\frac{\lambda_i - a_{11}}{a_{12}} = \frac{a_{21}}{\lambda_i - a_{22}}$ para $i=1,2$, eliminado o termo $A_1' e^{\lambda_1 t}$ de (A7) e (A8), obtém-se o braço estável do equilíbrio de ponto de sela, isto é:

$$E(t) - \bar{E}_2 = \frac{1}{\alpha_2 \lambda_1} (P(t) - \bar{P}_2) \quad (\text{A9})$$

onde o coeficiente angular desta reta é negativo e está representado na Figura 1 pela reta XX' .

O braço instável é obtido colocando-se a raiz instável λ_2 no lugar da raiz estável λ_1 . Assim, o braço instável do equilíbrio de ponto de sela será descrito pela reta:

$$E(t) - \bar{E}_2 = \frac{1}{\alpha_2 \lambda_2} (P(t) - \bar{P}_2) \quad (\text{A10})$$

onde o seu coeficiente angular é positivo e está representado pela reta YY' , na Figura 1.

Por definição, a taxa real de câmbio é definida como:

$$\theta(t) = E(t) + P^*(t) - P(t) \quad (\text{A11})$$

Dada a exogeneidade de $P^*(t)$, o equilíbrio de longo prazo (estado estacionário) após o aumento da oferta de moeda será igual a $\bar{\theta}_2 = \bar{E} + P^*(t) - \bar{P}_2$. Subtraindo essa última expressão de (A11) e substituindo (A9) no resultado, obtém-se a trajetória da taxa real de câmbio:

$$\theta(t) - \bar{\theta}_2 = \left(\frac{1}{\alpha_2 \lambda_1} - 1\right)(P(t) - \bar{P}_2) \quad (\text{A12})$$

O coeficiente angular de (A12) também é negativo, mas sua inclinação é maior do que a do braço estável. Está representada, na Figura 1, pela reta XZ'.

As demais constantes de integração são obtidas das hipóteses de que a variável *sluggish* $P(t)$ não varia de imediato quando ocorre algum tipo de choque e da continuidade das soluções no período T . Portanto, assumindo que $P(0) = \bar{P}_1$ em (A3), tem-se que $A_1 + A_2 = 0$, isto é $A_1 = -A_2$. A hipótese de continuidade admite que as soluções de (A3), (A7) e (A4), (A8) no período T sejam, respectivamente, iguais. Logo,

$$(A_1 - A_1')e^{\lambda_1 T} + A_2 e^{\lambda_2 T} = \bar{P}_2 - \bar{P}_1 = d\bar{P} \quad (\text{A13})$$

$$\left(\frac{\lambda_1 - a_{11}}{a_{12}}\right)(A_1 - A_1')e^{\lambda_1 T} + \left(\frac{\lambda_2 - a_{11}}{a_{12}}\right)A_2 e^{\lambda_2 T} = \bar{E}_2 - \bar{E}_1 = d\bar{E} \quad (\text{A14})$$

onde $\bar{P}_2 - \bar{P}_1 = d\bar{P}$ e $\bar{E}_2 - \bar{E}_1 = d\bar{E}$ representam os deslocamentos dos equilíbrios de estado estacionário antes e depois do aumento da oferta monetária.

Efeitos de Longo Prazo de um Choque Monetário

Os efeitos de longo prazo sobre o nível de preço doméstico e sobre a taxa nominal de câmbio, no caso de um aumento na oferta de moeda a ocorrer no período futuro T , são calculados fazendo-se $\dot{P}(t) = 0$ e $\dot{E}(t) = 0$ no sistema de equações (A1). Assim, têm-se as seguintes expressões:

$$a_{11}\bar{P} + a_{12}\bar{E} + \rho[\beta_0 + G(t) + [(\beta_1 - 1) - \frac{\beta_2 \alpha_1}{\alpha_2}]Y(t) + \frac{\beta_2}{\alpha_2}M(t)] = 0 \quad (\text{A15})$$

$$a_{21}\bar{P} + a_{22}\bar{E} + \frac{\alpha_1}{\alpha_2}Y(t) - \frac{1}{\alpha_2}M(t) - i^*(t) = 0 \quad (A16)$$

Supondo constantes as demais variáveis exógenas, a solução das equações (A15) e (A16) gera as seguintes relações: $d\bar{E} = d\bar{P} = dm$, onde dm indica de quanto foi a variação da oferta de moeda.

Efeitos de Curto Prazo de um Choque Monetário

Suponha que seja anunciado um aumento da oferta de moeda a ocorrer no período futuro T . Desde que o nível de preço doméstico inicialmente não varia, a taxa nominal de câmbio salta de imediato. Com efeito, substituindo $A_1 = -A_2$ em (A4), para $t=0$, tem-se que $E(0) - \bar{E}_1 = \left(\frac{\lambda_2 - \lambda_1}{a_{12}}\right)A_2$. Para um choque monetário, a expressão

$A_2 = \left[1 - \frac{(\lambda_1 - a_{11})}{a_{12}}\right] / \left[\frac{(\lambda_2 - \lambda_1)}{a_{12}}\right] e^{-\lambda_2 T} dm$ é obtida resolvendo o sistema de equações

(A13) e (A14). Substituindo esta última na expressão para $E(0) - \bar{E}_1$, encontra-se:

$$E(0) - \bar{E}_1 = \left[1 - \frac{(\lambda_1 - a_{11})}{a_{12}}\right] e^{-\lambda_2 T} dm \quad (A17)$$

Para o caso de um choque monetário não anunciado (aumento da oferta de moeda no presente), o salto é obtido fazendo-se $T=0$ na expressão (A17). Logo o *jump* da taxa nominal de câmbio é calculado como:

$$E(0) - \bar{E}_1 = \left[1 - \frac{(\lambda_1 - a_{11})}{a_{12}}\right] dm = \left[1 - \frac{1}{\lambda_1 \alpha_2}\right] dm > dm \quad (A18)$$

O efeito de curto prazo sobre a taxa real de câmbio é calculado utilizando sua definição (A11). Observe que, para $t=0$, $\theta(0) - \bar{\theta}_1 = (E(0) - \bar{E}_1) - (P(0) - \bar{P}_1)$. Como $P(0) = \bar{P}_1$, tem-se $\theta(0) - \bar{\theta}_1 = E(0) - \bar{E}_1$. Substituindo (A18) nessa última expressão, obtém-se que o salto da taxa de câmbio real é igual ao salto da taxa de câmbio nominal quando ocorre um choque monetário não anunciado. Ou seja, tem-se que $\theta(0) - \bar{\theta}_1 = \left[1 - \frac{1}{\lambda_1 \alpha_2}\right] dm > dm$. Em resumo, de acordo com a Figura 1, a dinâmica para

o novo equilíbrio de estado estacionário, após um choque monetário não anunciado, se dá em três fases. No início, ambas as taxas de câmbio saltam alcançando o braço estável, enquanto o nível de preço permanece inalterado. Em seguida, a taxa

nominal de câmbio segue a trajetória sobre a reta do braço estável XX' até alcançar o novo equilíbrio estacionário \bar{E}_2 . Simultaneamente, a taxa real de câmbio segue sua trajetória de volta sobre a reta XZ' até alcançar seu equilíbrio estacionário inicial (ponto $(0, \bar{P})$) na Figura 1. Por sua vez, o nível de preço começa a se movimentar na direção de seu novo equilíbrio estacionário \bar{P}_2 .

Efeitos de Longo Prazo de um Choque Fiscal

Em relação ao aumento não anunciado dos gastos reais do governo, os efeitos sobre o nível de preço e a taxa nominal de câmbio são também calculados fazendo-se $\dot{P}(t) = 0$ e $\dot{E}(t) = 0$ no sistema de equações (A1). Nesse caso, as demais variáveis exógenas são consideradas dadas ao longo do tempo. Os resultados são: $d\bar{P} = 0$ e $d\bar{E} = -(1/\beta_3)dg$, onde dg mede quanto variaram os gastos reais do governo. Desde que, para a taxa de câmbio real, $d\bar{\theta} = d\bar{E} - d\bar{P}$, substituindo as expressões de $d\bar{E}$ e $d\bar{P}$ nessa última, tem-se também que $d\bar{\theta} = -(1/\beta_3)dg$. Em resumo, um choque fiscal não anunciado apresenta, no longo prazo, o mesmo efeito sobre ambas as taxas de câmbio, enquanto o nível de preço interno não varia.

Efeitos de Curto Prazo de um Choque Fiscal

Da mesma maneira que foi desenvolvido para um choque monetário, $E(0) - \bar{E}_1 = (\frac{\lambda_2 - \lambda_1}{a_{12}})A_2$. Porém, agora o sistema de equações (A13) e (A14) produz, como solução, $A_2 = -\frac{d\bar{E}e^{-\lambda_2 T}}{[(\lambda_2 - \lambda_1)/a_{12}]}$. Quando ocorre um choque fiscal não anunciado, basta fazer $T=0$ na expressão de A_2 . Fazendo uso de que, no longo prazo, $d\bar{E} = -(1/\beta_3)dg$, tem-se que $A_2 = -\frac{dg}{\beta_3[(\lambda_2 - \lambda_1)/a_{12}]}$. Substituindo o valor de A_2 na expressão para $E(0) - \bar{E}_1$, verifica-se, no curto prazo, que o salto da taxa de câmbio nominal é igual a $E(0) - \bar{E}_1 = -(1/\beta_3)dg$. Em relação à taxa de câmbio real, idêntico ao caso de choque monetário, $\theta(0) - \bar{\theta}_1 = (E(0) - \bar{E}_1)$. Logo, $\theta(0) - \bar{\theta}_1 = -(1/\beta_3)dg$.

Portanto, quando ocorre um choque fiscal (aumento do gasto real do governo) não anunciado, ambas as taxas de câmbio se deslocam na mesma intensidade para os seus novos equilíbrios de estado estacionário.

Apêndice B

Tabela B1 – Estimação do Modelo VARECE – Equações (11) e (12) – Variáveis dependentes: $\Delta \ln cbr_t$ e $\Delta \ln cbn_t$

	$\Delta \ln cbr_t$	$\Delta \ln cbn_t$
Constante	0,009 (1,86)	0,011 (2,25)
$\hat{\epsilon}_{t-1}$	0,101 (2,45)	0,101 (2,55)
$\Delta \ln cbr_{t-1}$	1,053 (1,29)	0,422 (0,54)
$\Delta \ln cbr_{t-2}$	1,001 (1,09)	1,32 (1,48)
$\Delta \ln cbr_{t-3}$	-1,24 (-1,27)	-1,33 (-1,42)
$\Delta \ln cbr_{t-4}$	2,23 (2,38)	2,16 (2,40)
$\Delta \ln cbr_{t-5}$	0,31 (0,40)	0,24 (0,33)
$\Delta \ln cbn_{t-1}$	-0,87 (-1,03)	-0,22 (-0,27)
$\Delta \ln cbn_{t-2}$	-1,14 (-1,19)	-1,41 (-1,53)
$\Delta \ln cbn_{t-3}$	1,25 (1,25)	1,35 (1,41)
$\Delta \ln cbn_{t-4}$	-2,20 (-2,31)	-2,10 (-2,30)
$\Delta \ln cbn_{t-5}$	-0,28 (-0,35)	-0,21 (-0,27)

Nota: i) Os valores em parênteses se referem à estatística t ; ii) O número de defasagens de $\Delta \ln cbr_t$ e $\Delta \ln cbn_t$ foi determinado de acordo com o critério de informação de Schwarz.

Para se analisar a adequação do modelo estimado, testou-se a hipótese de que os resíduos estimados $\hat{\mu}_{1t}$ e $\hat{\mu}_{2t}$ de (11) e (12) seguissem aproximadamente um processo ruído branco. Neste sentido, realizou-se um teste de heterocedasticidade de White considerando a inclusão de termos cruzados. O valor-p do teste conjunto apresentou um valor igual a 0,2592, que permite aceitar a hipótese nula de que os resíduos estimados apresentam variância constante. Em seguida, procedeu-se ao teste de correlação serial dos resíduos considerando 24 defasagens. A Tabela B2, a seguir, apresenta os valores-p para cada uma das defasagens. Como se pode notar, os valores-p indicam que podemos rejeitar a hipótese nula de autocorrelação serial. Isto posto, os resíduos estimados $\hat{\mu}_{1t}$ e $\hat{\mu}_{2t}$ podem ser considerados ruídos brancos. Portanto, a estimação do sistema (11) e (12) atende as hipóteses de que os resíduos são serialmente não correlacionados e possuem variâncias constantes.

Tabela B2 – Teste de Autocorrelação Serial dos Resíduos

Defasagem	Valor-p
1	0,5254
2	0,2907
3	0,5661
4	0,1928
5	0,3371
6	0,7189
7	0,2961
8	0,7046
9	0,1359
10	0,8189
11	0,3570
12	0,2117
13	0,6435
14	0,4044
15	0,9573
16	0,5449
17	0,4572
18	0,2982
19	0,9046
20	0,6944
21	0,2172
22	0,1449
23	0,7100
24	0,9159