

# **EFEITOS REAIS E NOMINAIS SOBRE AS FLUTUAÇÕES DA TAXA REAL DE CÂMBIO BRASIL/ESTADOS UNIDOS: UM ESTUDO EMPÍRICO USANDO VAR (1999-2003)**

**PALAVRAS-CHAVE:** Taxa Real de Câmbio, Vetores Autoregressivos, Choques Estruturais

## **AUTORES:**

### **Sinézio Fernandes Maia**

Universidade Federal da Paraíba

Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco

Cidade Universitária - Campus I

CEP:58059-900 - João Pessoa/PB - Brasil

Fone/Fax: (83) 216-7482

sinezio@ccsa.ufpb.br

### **Hilton Martins de Brito Ramalho**

Universidade Federal da Paraíba

Aluno do Programa de Pós-Graduação em Economia - PPGE/UFPB-JP

Bolsista CNPq

Consultor do Núcleo de Economia Aplicada (NEA/UFPB-JP)

Rua: Antônio Arantes, 179, Geisel, João Pessoa – PB.

CEP: 58075-200. Fone: (83) 2311214

hiltonmbr@hotmail.com

**Classificação JEL:** C32 - F41 - F42

**ÁREA DE INTERESSE:** MÉTODOS QUANTITATIVOS

## **EFEITOS REAIS E NOMINAIS SOBRE AS FLUTUAÇÕES DA TAXA REAL DE CÂMBIO BRASIL/ESTADOS UNIDOS: UM ESTUDO EMPÍRICO USANDO VAR (1999-2003)**

Sinézio Fernandes Maia(UFPB/PPGE)  
Hilton Martins de Brito Ramalho(UFPB/PPGE)

**Resumo:** O trabalho analisa empiricamente os efeitos de choques nominais e reais sobre as flutuações da taxa real de câmbio entre o Brasil e os Estados Unidos (TRC) durante o período de janeiro de 1999 a dezembro de 2003. Tomando-se o modelo de economia aberta *Mundell-Flemming-Obstfeld* como referencial, a partir dos dados obtidos junto ao IPEA, foram estimados cinco modelos empíricos com diferentes decomposições dos choques estruturais para avaliar seus impactos sobre a TRC. Os resultados mostraram que há evidência de ultrapassagem da taxa nominal de câmbio entre Brasil e EUA e que os choques nominais parecem ser importantes sobre a dinâmica de curto prazo dessa variável. Quanto a TRC, a evidência é de que os “choques na composição da demanda agregada” são os maiores responsáveis pelas flutuações da TRC, explicando maior parte da variância da TRC nos cinco modelos estimados. Quando se decompõe os choques estruturais num modelo ampliado, os choques de oferta (produtividade) ganham importância significativa nas flutuações da TRC.

**Palavras-Chave:** Taxa Real de Câmbio, Vetores Autoregressivos, Choques Estruturais

**Abstract:** This paper makes an empirical analysis about the importance of nominal shocks and real disturbances on the Brazilian/USA real exchange rate (TCR) during the period of January of 1999 to December of 2003. Based in the Mundell-Flemming-Obstfeld model and data base obtained from the IPEA, different estimations indicate the overshooting of the nominal exchange rate (TCN) and that the nominal shocks account for about 38% of the dynamics in the short run. Aggregate Demand shocks respond for large TRC fluctuations in the empirical models. When the structural shocks are decomposed in the extended model, productivity shocks account for significant percent of the TRC fluctuations.

**Key Words:** Real Exchange Rate, Vector Autoregressions, Structural Shocks

**Classificação JEL:** C32 - F41 - F42  
**ÁREA DE INTERESSE:** MÉTODOS QUANTITATIVOS

## Introdução

Pesquisas recentes a respeito da teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC) têm indicado que as mudanças monetárias e financeiras respondem pela maior parte das flutuações das taxas de câmbio nominais. Este resultado é evidenciado por Rogoff (1996), que enfatiza a flexibilidade dos choques monetários na explicação das mudanças no câmbio nominal dada às rigidezes encontradas no lado da tecnologia, produtividade e preferências. Sob o pressuposto de mercados competitivos e ausência de barreiras comerciais, a PPC sugere que os preços relativos entre países que mantém relações comerciais integradas devem se ajustar completamente de forma a manter igualdade do poder de compra de ambas as moedas. Sendo, assim a PPC prevê que a taxas de câmbio nominais de longo prazo acompanham a dinâmica monetária, enquanto que, as taxas reais de câmbio devem se manter constantes, ou não mudarem permanentemente. Portanto, os desvios da PPC podem ser observados a partir das flutuações das taxas reais de câmbio entre os países. Se os choques nominais dominam a dinâmica de curto prazo das taxas nominais de câmbio, estes deveriam também responder por grande parte das flutuações das taxas de câmbio reais quando preços e salários se ajustam lentamente. Todavia, os vetores de preços devem se ajustar completamente no longo prazo. Então, por que se observam de forma estilizada flutuações persistentes nas taxas de câmbio? Esse *puzzle* parece sugerir que outros fatores de caráter não monetário ou financeiro podem estar por trás das flutuações das taxas reais de câmbio.

Vários fatores podem contribuir para que a PPC não se mantenha no mundo real: a existência de custos de transporte; barreiras comerciais; estruturas de mercados oligopolizadas; existência de bens não-comercializáveis etc. Todavia, os desvios da PPC podem ser maiores no curto prazo onde os preços se ajustam lentamente, ou seja, nessas condições, tanto choques monetários quanto choques de demanda e oferta agregada, deveriam responder pelos desvios da PPC. Como destaca Krugman e Obstfeld (2002), mesmo no longo prazo, quando os preços se ajustam completamente, choques reais devem responder por desvios sustentados da PPC. O campo de pesquisa a respeito das flutuações nas taxas reais de câmbio tem por desafio isolar a importância dos choques reais sobre a dinâmica de longo prazo das taxas reais de câmbio. Contudo a pesquisa nesta área começou a crescer a partir dos trabalhos de, Clarida e Galí (1994), Rogoff (1996), Weber (1997) e Soto (2003). Todos os autores empregaram modelos de vetores autoregressivos (VAR) para quantificar o impacto de diferentes tipos de choques sobre as flutuações das taxas reais de câmbio entre diversos países. Clarida e Galí (1994) mostram que os choques de demanda agregada são os principais responsáveis pelas flutuações das taxas reais de câmbio das três maiores economias mundiais. Weber (1997) estudando a Alemanha, Estados Unidos e Japão, critica a ênfase de Clarida e Galí (1994) nos choques de demanda agregada, segundo este autor os “choques de demanda” parecem não ter comportamento esperado de impacto sobre o produto de diferentes economias, sendo assim, esses choques na verdade seriam um conjunto de variáveis responsáveis pelos movimentos das taxas reais de câmbio que não podem ser captados no modelo estrutural. Por sua vez, Soto (2003) ao estudar o caso do Chile, mostra que os choques nominais contribuem somente no curto prazo sobre as flutuações da taxa real de câmbio, enquanto que a resposta dessa última a choques reais depende da natureza dos mesmos.

Dessa forma, o presente trabalho tem por objetivo analisar empiricamente os efeitos de choques nominais e reais sobre as flutuações da taxa real de câmbio entre o Brasil e os Estados Unidos durante o período de janeiro de 1999 a dezembro de 2003<sup>1</sup>. Toma-se por referência os trabalhos de Clarida e Galí (1994), Weber (1997) e Soto (2003), onde os autores empregam a teoria econômica para identificar o modelo VAR a partir do enfoque estrutural com restrições de longo prazo. Sendo assim, o presente trabalho encontra-se organizado da seguinte forma: (i) na segunda seção é apresentado o modelo teórico; (ii) a seção três trata dos procedimentos metodológicos e estratégia empírica; (iii) a quarta parte é consagrada aos resultados empíricos e; (iv) por fim, a quinta seção cabe as considerações finais.

---

<sup>1</sup> Nesse período pode-se considerar a taxa nominal de câmbio flutuante.

## 2. Modelo Teórico

Nesta seção é apresentada uma versão estendida do modelo de economia aberta *Mundell-Flemming* na forma estocástica com expectativas racionais, inicialmente desenvolvido por Obstfeld (1985) e utilizado por Weber (1997). O foco é evidenciar e discutir as características de longo prazo do modelo teórico, identificando assim as principais relações teóricas a serem impostas no modelo empírico. Como será visto, o modelo de economia aberta com expectativas racionais reflete tanto as propriedades do modelo padrão quando os vetores de preços se ajustam lentamente, quanto às propriedades de longo prazo do equilíbrio neoclássico quando os preços se ajustam completamente a diversos tipos de choques. São supostas duas economias: uma local e outra estrangeira.

Com exceção da taxa de juros, todas as demais variáveis são expressas na forma logarítmica e representam a relação entre variáveis da economia local e estrangeira. Seguindo Weber (1997), a demanda agregada relativa pode ser expressa como uma função direta da taxa real de câmbio entre as economias ( $q_t = s_t - p_t$ ); e função inversa do diferencial entre as taxas de juros reais  $[(i_t - E(p_{t+1} - p_t))]$ , e direta em relação a razão das taxas de salário real ( $w_t - p_t$ ). Onde: onde  $s_t$  é a taxa nominal de câmbio;  $p_t$  é o preço relativo entre as economias;  $E(p_{t+1} - p_t)$  é a expectativa de inflação entre as economias e;  $i_t$  é o diferencial de taxas de juros nominais. Sendo assim, a demanda pode ser representada na forma linear:

$$Y_t^d = \eta(s_t - p_t) - \sigma[(i_t - E(p_{t+1} - p_t))] + \varphi(w_t - p_t) + d_t \quad (1)$$

Onde:  $d_t$  representa um choque relativo de demanda agregada. Conforme Weber (1997), aqui admite-se um componente de efeito permanente ( $\varepsilon_t^\delta$ ) no choque de demanda agregada, ou seja, o choque de demanda deve seguir um processo *random walk*:

$$d_t = d_{t-1} + \varepsilon_t^\delta \quad \therefore \varepsilon_t^\delta \sim i.i.d(0, \sigma^2) \quad (2)$$

As condições de oferta agregada das economias podem ser expressas por uma função de produção do tipo Cobb-Douglas:

$$Y_t^s = A_t + \alpha L_t + (1 - \alpha) K_t \quad (3)$$

Onde:  $L_t$  é logaritmo do fator de produção trabalho;  $K_t$  é o logaritmo do fator capital e  $A_t$  é o logaritmo da dotação tecnológica. Para evitar a incorporação de choques na dotação de capital, aqui adota-se a suposição que no longo prazo o estoque de capital per capita no estado estacionário deve ser constante e igual a ( $\kappa$ ). Isto implica que:

$$K_t = Y_t + \kappa \quad (4)$$

Substituindo-se (4) em (3) e rearranjando os termos, obtêm-se a função de oferta agregada de longo prazo:

$$Y_t^s = \frac{(1 - \alpha)\kappa}{\alpha} + \frac{A_t}{\alpha} + L_t \quad (5)$$

A constante  $\frac{(1 - \alpha)\kappa}{\alpha}$  pode ser suprimida para simplificar a análise. Já o processo de inovação tecnológica pode ser capturado a partir da introdução de um processo diferença estacionária com componente de inovação permanente ( $\varepsilon^z$ ):

$$A_t = A_{t-1} + \varepsilon^z \quad \therefore \varepsilon^z \sim i.i.d(0, \sigma^2) \quad (6)$$

No lado do mercado de trabalho, a demanda pelo fator de produção em foco depende dos custos relativos do mesmo, sendo assim, deve ser expressa como uma função inversa do diferencial entre as taxas de salário real das economias local e estrangeira:

$$L_t^d = -\beta(w_t - p_t) \quad (7)$$

Por outro lado, a oferta de trabalho é postulada como uma função direta do diferencial de taxas reais de juros esperada e do diferencial de salários:

$$L_t^s = \rho \left[ (i_t - E(p_{t+1} - p_t)) \right] + \gamma (w_t - p_t) + \omega_t \quad (8)$$

Onde:  $\omega_t$  representa um componente estocástico da função de oferta de trabalho, que segue um processo aleatório com efeito permanente ( $\varepsilon^\omega$ ) sobre a oferta:

$$\omega_t = \omega_{t-1} + \varepsilon^\omega \therefore \varepsilon^\omega \sim i.i.d(0, \sigma^2) \quad (9)$$

Seguindo Weber (1997), pode-se introduzir rigidez de preços no modelo de economia aberta a partir da equação de formação de preços (*price setting equation*):

$$P_t = (1 - \theta) E_{t-1} p_t^e + \theta p_t^e \quad (10)$$

A equação (10) afirma que o nível de preços no período  $t$  é a média ponderada do preço esperado no período  $t-1$ , e do preço de equilíbrio no período  $t$ . Os agentes econômicos formam suas expectativas com base no conjunto de informações disponíveis. Vale ressaltar que  $p_t^e$  é o preço que equilibraria o mercado do produto de forma contínua (*market clearing*). Então, se os mercados se equilibram continuamente, quando  $\theta = 1$ , implica que  $P_t = p_t^e$ , ou seja, o ajuste de preços é completo. No entanto, pode haver custos de menu, falhas de coordenação etc, que entrem o ajuste completo do vetor de preços. Sendo assim, quando  $\theta = 0$  os preços são completamente rígidos.

No mercado monetário a demanda real por moeda tem como principais variáveis argumentativas o nível de renda relativo ( $Y_t$ ), e o diferencial entre as taxas de juros nominais ( $i_t$ ). A função de demanda real por moeda pode ser expressa na seguinte forma linear:

$$M_t^d - P_t - Y_t = -\lambda i_t + (\varepsilon_t^m - d_t) \quad (11)$$

A demanda real por moeda ( $M_t^d - P_t$ ) responde diretamente a renda ( $Y_t$ ) e inversamente ao diferencial de taxas de juros nominais ( $i_t$ ). O termo ( $\varepsilon_t^m - d_t$ ) representa uma inovação no inverso da velocidade de circulação da moeda entre as economias. Este é composto por um componente de choque de demanda agregada relativo  $d_t \square i.i.d(0, \sigma^2)$  e um componente de choque de demanda por moeda  $\varepsilon_t^m \square i.i.d(0, \sigma^2)$ .

As taxas de juros são determinadas a partir da condição de paridade não coberta<sup>2</sup>:

$$i_t = E(s_{t+1} - s_t) \quad (12)$$

Onde:  $E(s_{t+1} - s_t)$  é a expectativa de depreciação cambial.

Para completar o modelo deve-se especificar a função de oferta monetária. Conforme Weber (1997), a oferta de moeda relativa ( $M_t^s$ ) pode ser postulada a partir de um processo *random walk*:

$$M_t^s = M_{t-1} + \varepsilon^\mu \therefore \varepsilon^\mu \square i.i.d(0, \sigma^2) \quad (13)$$

Nesta formulação admite-se que o componente determinístico da oferta de moeda em ambas as economias seja igual, de modo que seu diferencial seja nulo. A equação (13) resume a própria regra de política monetária suposta no modelo. O termo  $\varepsilon^\mu$  expressa um choque permanente de oferta de moeda entre as economias.

O modelo de economia aberta *Mundell-Flemming-Obstfeld* pode ser resumido no seguinte sistema:

$$Y_t^d = \eta (s_t - p_t) - \sigma \left[ (i_t - E(p_{t+1} - p_t)) \right] + \varphi (w_t - p_t) + d_{t-1} + \varepsilon_t^\delta$$

$$Y_t^s = \frac{(A_{t-1} + \varepsilon^\varepsilon)}{\alpha} + L_t$$

<sup>2</sup> Nesta condição os ativos domésticos e estrangeiros podem ser substitutos perfeitos.

$$\begin{aligned}
L_t^d &= -\beta(w_t - p_t) \\
L_t^s &= \rho[(i_t - E(p_{t+1} - p_t))] + \gamma(w_t - p_t) + \omega_{t-1} + \varepsilon^\omega \\
P_t &= (1 - \theta)E_{t-1}p_t^e + \theta p_t^e \\
M_t^d - P_t - Y_t &= -\lambda i_t + (\varepsilon_t^m - (d_{t-1} + \varepsilon_t^\delta)) \\
M_t^s &= M_{t-1} + \varepsilon^\mu \\
i_t &= E(s_{t+1} - s_t)
\end{aligned} \tag{14}$$

## 2.1 Resolução

O ponto inicial da resolução do modelo de economia aberta é a derivação da equação determinante da taxa real de câmbio sob completo ajuste de preços com expectativas racionais. Isto implica uma solução onde os valores esperados do produto, emprego e saldos monetários reais estão determinados.

Substituindo-se a condição de equilíbrio no mercado de trabalho juntamente com o diferencial de juros reais nulo em (7), obtêm-se a solução de equilíbrio no longo prazo para o emprego relativo sob expectativas racionais:

$$L_t^e = L_t = \frac{\beta}{\beta + \gamma}(\omega_{t-1} + \varepsilon^\omega) \tag{15}$$

A solução correspondente de equilíbrio para produto é obtida substituindo (6) e (15) em (5):

$$Y_t^e = Y_t^s = \frac{(A_{t-1} + \varepsilon^z)}{\alpha} + \frac{\beta}{\beta + \gamma}(\omega_{t-1} + \varepsilon^\omega) \tag{16}$$

Fica claro que no longo prazo tanto o emprego quanto o produto independe dos choques de demanda agregada e de choques monetários.

Substituindo a solução de equilíbrio para o salário real e taxa de juros juntamente com (2), (6) e (9) em (1), e resolvendo para  $(q_t^e = s_t^e - p_t^e)$ , chega-se a determinação da taxa real de câmbio no longo prazo:

$$q_t^e = \frac{1}{\eta} \left[ \frac{(A_{t-1} + \varepsilon^z)}{\alpha} - (d_{t-1} + \varepsilon_t^\delta) \right] + \frac{\beta + \varphi}{\eta(\beta + \gamma)}(\omega_{t-1} + \varepsilon^\omega) \tag{17}$$

Na solução com preços flexíveis a taxa real de câmbio deprecia-se frente a choques relativos de tecnologia e oferta de trabalho, sendo apreciado diante de choques em resposta a choques relativos de demanda agregada no longo prazo.

Para derivar a equação de preços relativos no equilíbrio  $(p_t^e)$ , basta resolver (11) para  $(p_t^e)$ , e usar (12) e (13) para obter:

$$p_t^e = (M_{t-1} + \varepsilon^\mu) - \left[ \frac{(A_{t-1} + \varepsilon^z)}{\alpha} + \frac{\beta}{\beta + \gamma}(\omega_{t-1} + \varepsilon^\omega) \right] - \varepsilon_t^m + d_{t-1} + \varepsilon_t^\delta \tag{18}$$

Na solução de preços flexíveis, tanto os choques reais quanto nominais influenciam os preços relativos no longo prazo. Os preços crescem proporcionalmente a um choque de oferta monetária e decresce mediante um choque de demanda por moeda relativa. Por outro lado, os preços também declinam em resposta a choques relativos de oferta (tecnológicos e de oferta de trabalho), e por sua vez crescem em resposta a choques de demanda agregada relativa. Ao comparar as equações (16) e (17), pode-se chegar a uma expressão para o comportamento da taxa nominal de câmbio no longo prazo:

$$S_t^e = (M_{t-1} + \varepsilon^\mu) - \frac{(1 - \eta)}{\eta} \left[ \frac{(A_{t-1} + \varepsilon^z)}{\alpha} - (d_{t-1} + \varepsilon_t^\delta) \right] + \left( \frac{\beta + \varphi + \eta\beta}{\eta(\beta + \gamma)} \right) (\omega_{t-1} + \varepsilon^\omega) - \left( \frac{1}{(1 + \lambda)} \right) \varepsilon_t^m$$

Esta equação não fornece nenhuma informação adicional para a identificação do modelo. Todavia, no longo prazo, os choques nominais (oferta e procura por moeda) produzem efeitos idênticos nos preços relativos e na taxa de câmbio nominal.

A solução para o diferencial de taxas de juros nominais pode ser obtido fazendo uma projeção na variação da taxa de câmbio nominal esperada com base na última equação:

$$i_t^e = \left( \frac{1}{1+\lambda} \right) \varepsilon_t^m$$

Inserindo esta equação em (11), pode-se obter a solução para o saldo monetário real no longo prazo:

$$(M_t - P_t)^e = \frac{(A_{t-1} + \varepsilon^z)}{\alpha} + \frac{\beta}{(\beta + \gamma)} (\omega_{t-1} + \varepsilon^\omega) + \left( \frac{1}{1+\lambda} \right) \varepsilon_t^m - (d_{t-1} + \varepsilon_t^\delta) \quad (19)$$

Na equação (19) pode-se observar que choques de oferta monetária não têm efeito no saldo monetário real de longo prazo. Entretanto, o saldo monetário de longo prazo responde positivamente a choques de demanda por moeda, choques tecnológicos e choques na oferta de trabalho, ao passo que responde negativamente a choques de gastos agregados.

A dinâmica de resposta das cinco variáveis-chave do modelo no “longo prazo” pode ser sintetizada pela seguinte equação matricial:

$$\begin{pmatrix} L_t \\ Y_t \\ S_t - P_t \\ M_t - P_t \\ P_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_{31} & \lambda_{32} & \lambda_{33} & 0 & 0 \\ \lambda_{41} & \lambda_{42} & \lambda_{43} & \lambda_{44} & 0 \\ \lambda_{51} & \lambda_{52} & \lambda_{53} & \lambda_{54} & \lambda_{55} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon^\omega \\ \varepsilon^z \\ \varepsilon^\delta \\ \varepsilon^m \\ \varepsilon^\mu \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{\Gamma} \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (20)$$

A matriz de multiplicadores de “longo prazo”  $\mathbf{\Gamma}$  é triangular inferior, ou seja, de acordo com os resultados do modelo teórico, somente os níveis de preço respondem aos cinco choques estruturais. O produto somente responde a choques de oferta (choques tecnológicos e oferta de trabalho), e não a choques de demanda agregada ou choques monetários (oferta e procura por moeda). Os choques monetários afetam somente as variáveis nominais, como diferencial de taxa de juros, taxa de câmbio nominal e preços relativos.

Se o ajustamento do vetor de preços ocorre de forma lenta, os resultados do modelo *Mundell-Flemming-Obstfeld* se alteram. A matriz dos multiplicadores de curto prazo não apresenta elementos nulos, sendo todas as variáveis combinações lineares de todas as cinco inovações estruturais. Para uma maior discussão veja Weber (1997). No presente trabalho, o foco se restringe às propriedades de longo prazo do modelo *Mundell-Flemming-Obstfeld* que sugerem informações relevantes para identificação do modelo empírico.

## 2.2 Taxa real de câmbio e choques nominais

A relação entre taxa real de câmbio e os diferenciais entre taxas de juros, sugere que a condição de paridade das taxas de juros internacionais pode servir como um ponto de partida para se investigar os efeitos dos choques nominais sobre as flutuações da taxa real de câmbio (SOTO, 2003). A condição de paridade descoberta das taxas de juros reais pode ser expressa como:

$$R_t = E_t \Delta q_{t+1} \quad (21)$$

Onde:  $R_t$  é o diferencial entre a taxa de juros real doméstica e a estrangeira;  $E_t \Delta q_{t+1}$  é a variação esperada na taxa real de câmbio.

Resolvendo (21) para  $j$  períodos a frente tem-se:

$$\bar{q}_t - q_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} R_{t+i} \quad (22)$$

Onde:  $\bar{q}_t = \lim_{j \rightarrow \infty} E_t q_{t+j}$  é a taxa de câmbio real esperada no longo prazo. Note-se que a estimativa da soma

dos diferenciais de taxas de juros  $E_t \sum_{i=0}^{\infty} R_{t+i}$  é equivalente a projeção do componente de efeito transitório sobre a taxa real de câmbio. Assim como em Clarida e Galí (1994), Soto (2003) também assume que o componente de efeito transitório pode ser atribuído a inovações monetárias que alteram a taxa real de câmbio quando os preços se ajustam lentamente.

Por definição a taxa real de câmbio pode ser escrita em logaritmo como:

$$q_t = s_t + p_t^* - p_t \quad (23)$$

Onde:  $s_t$  é a taxa nominal de câmbio,  $p_t^*$  é o nível de preços do país estrangeiro e  $p_t$  o nível de preços no país local. No curto prazo, mudanças nominais afetam a taxa real de câmbio apenas temporariamente, enquanto os preços não se ajustam completamente. No entanto, alterações na composição da demanda agregada ou ganhos de produtividade podem alterar de forma permanente a trajetória da taxa real de câmbio (LEE e ENDERS, 1993).

Segundo a teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC), no longo prazo, em economias de mercado integradas, os vetores de preços devem se ajustar até que nível de preços do país local seja idêntico ao nível de preços do país estrangeiro quando expresso na mesma moeda:

$$p_t = s_t + p_t^* \quad (24)$$

No longo prazo, de acordo com a abordagem monetária da PPC, choques nominais devem provocar alterações proporcionais na taxa de câmbio nominal e nível de preços de forma a manter a taxa real de câmbio constante (KRUGMAN e OBSTFELD, 2001).

Rearranjando (24) para a taxa nominal de câmbio de longo prazo, tem-se:

$$s_t = q_t - p_t^* + p_t \quad (25)$$

A equação (31) admite possíveis desvios da PPC ao considerar a taxa real de câmbio como um determinante adicional das flutuações do câmbio nominal, mesmo se os preços forem plenamente flexíveis, ou seja, não somente os choques monetários passam a afetar a taxa nominal no longo prazo, mas também as mudanças da própria taxa real de câmbio via choques reais.

### 3. Estratégia Empírica

#### 3.1. Base de dados

A base de dados utilizada nas estimações consiste nas seguintes séries: (i) Taxa real de câmbio Brasil/Estados Unidos ( $q_t$ ), (ii) Produção industrial brasileira ( $Y_t$ ), (iii) Emprego na indústria brasileira ( $L_t$ ), (iv) Índice de Preços ao Atacado (IPA) no Brasil ( $P_t$ ), (v) Agregado monetário brasileiro M2 ( $M_t - P_t$ ), (vi) Diferencial de Taxas Reais de Juros Brasil/Mercado Internacional ( $R_t$ ) e, (vii) Taxa nominal de câmbio Brasil/Estados Unidos ( $s_t$ ). Todas as séries temporais compreendem o período de janeiro de 1999 a dezembro de 2003.

As variáveis anteriormente citadas foram tratadas da seguinte forma: a) A taxa real de câmbio ( $q_t$ ) foi calculada a partir da taxa nominal de câmbio Brasil/Estados Unidos e dos Índices de Preço ao Atacado de ambos os países. Estas últimas séries foram obtidas junto ao Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA); b) A produção industrial brasileira ( $Y_t$ ) encontra-se em termos reais, e foi calculada a partir do índice de produção com ajustamento sazonal e o IPA brasileiro, ambos coletados através do IPEA; c) O nível de emprego na indústria brasileira ( $L_t$ ) trata-se de um índice de emprego

industrial dessazonalizado adquirido junto ao IPEA; d) O agregado monetário brasileiro ( $M_t - P_t$ ) refere-se ao conceito M2, encontra-se em índice, e foi deflacionado tendo por base o IPA do Brasil; e) O diferencial entre a taxa real de juros brasileira e a internacional foi calculado a partir da taxa de juros *over selic* e da taxa de juros americana *prime rate*, que foram deflacionadas segundo o IPA de seus respectivos países. As séries referidas foram obtidas junto ao IPEA<sup>3</sup>.

## 3.2 Testes de Estacionariedade

### 3.2.2 Testes de Raiz Unitária

O teste de raiz unitária aplicado no presente trabalho tem comum uso na literatura especializada. Trata-se do teste Dickey e Fuller Aumentado (ADF), resumido pela autoregressão:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (26)$$

Onde  $\Delta$  é o operador de diferença;  $Y_t$  é a série temporal a ser testada. Dessa forma, a inclusão de muitos termos de diferenças defasados ( $\sum Y_{t-i}$ ) possibilita que o erro  $\varepsilon_t$  seja de ruído branco (*white noise*:  $\varepsilon_t \sim N(0; \sigma^2)$ ). Se a hipótese nula  $H_0: \delta = 0$  ( $\rho = 1$ ) for confirmada, então existe raiz unitária e a série temporal  $Y_t$  é não-estacionária. E se por outro lado, for confirmado que  $H_1: |\delta| < 0$ , então o processo é dito estacionário.

### 3.2.3 Modelo Estrutural de Autoregressão Vetorial (SVAR)

Os modelos de autoregressão vetorial têm sido largamente utilizados na análise de questões macroeconômicas, surgindo como uma alternativa aos modelos estruturais multi-equacionais. O uso da metodologia VAR foi popularizada por Sims (1980).

A utilização dessa metodologia possibilita a obtenção das elasticidades (variância) dos impactos para  $n$  períodos a frente. Essa tecnologia permite: a) avaliar o comportamento das variáveis em resposta a inovações individuais em quaisquer dos componentes do sistema, podendo-se assim analisar, através de simulação, efeitos de eventos que tenham alguma probabilidade de ocorrer, e; b) decompor, historicamente, a variância dos erros de previsão para  $n$  períodos a frente, possibilitando a análise da importância de cada choque (em cada uma das variáveis), ocorrido no passado, na explicação dos desvios dos valores observados das variáveis em relação à sua previsão realizada no início do período.

De acordo com Zivot (2000), um modelo é chamado de VAR estrutural (SVAR) quando sua identificação é feita com base em algum modelo teórico. Considerando-se um período de defasagem, o modelo SVAR(1), pode ser escrito como:

$$BY_t = \gamma_0 + \Gamma_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (27)$$

Usando-se a notação com o operador de defasagem<sup>4</sup>, o SVAR(1) pode ser escrito como:

$$B(L)Y_t = \gamma_0 + \varepsilon_t \therefore B(L) = B - \Gamma_1 L \quad (28)$$

Onde:  $B$  representa a matriz dos parâmetros contemporâneos do sistema;  $\Gamma_0$  a matriz das constantes,  $\Gamma_1$  a matriz dos parâmetros das variáveis defasadas e;  $\varepsilon_t \square i.i.d$  é o vetor de inovações estruturais. A forma reduzida do SVAR pode ser obtida multiplicando ambos os lados da equação (27) por  $(B^{-1})^5$  obtêm-se:

$$\begin{aligned} B^{-1}BY_t &= B^{-1}\gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 Y_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \\ Y_t &= a_0 + A_1 Y_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (29)$$

ou

<sup>3</sup> Todas as variáveis na forma de números índices foram atualizadas para base dezembro de 2003 = 100.

<sup>4</sup> Os operadores de defasagens ("Lag Operator" ou "Backshift Operator"), facilitam a manipulação dos modelos e obedecem as regras algébricas. Nessa notação tem-se que  $L^i Y_t = Y_{t-i}$ .

<sup>5</sup> Admite-se que  $B$  é não singular.

$$A(L)Y_t = a_0 + u_t \therefore A(L) = I - A_1L \quad (30)$$

Onde:  $Y_t$  é o vetor das variáveis contidas no modelo;  $Y_{t-1}$  é o vetor das variáveis predeterminadas;  $a_0$  o vetor de interceptos;  $A_1$  a matriz dos coeficientes, e;  $u_t$  o vetor de erros na forma reduzida.

O vetor de inovações estruturais  $\varepsilon_t$  tem matriz de covariância diagonal, uma vez que são admitidos normalmente e independentemente distribuídos. Sendo assim, a matriz de covariância é dada por:

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = D \quad (31)$$

Por sua vez o vetor de erros na forma reduzida  $u_t$  tem em seus componentes combinações lineares dos erros estruturais contidos no vetor  $\varepsilon_t$ . A matriz de covariância de  $u_t$  é dada por:

$$\begin{aligned} E[u_t u_t'] &= B^{-1} E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] B^{-1} \\ E[u_t u_t'] &= B^{-1} D B^{-1} \\ E[u_t u_t'] &= \Omega \end{aligned} \quad (32)$$

O modelo VAR precisa satisfazer a condição de estacionaridade para que o mesmo seja invertível da forma autoregressiva para um processo médias-móveis. Seguindo Zivot (2000), a forma reduzida do SVAR na equação (29) é covariância estacionária se os autovalores da matriz  $A_1$  tenham valor absoluto menor que 1. Os autovalores de  $A_1$  satisfazem a seguinte equação:

$$\det(I\lambda - A_1) = 0 \quad (33)$$

Os autovalores ( $\lambda$ ) de  $A_1$  são raízes inversas da equação característica:

$$\det(I - A_1 z) = 0 \quad (34)$$

Portanto, a condição de estabilidade dos parâmetros é assegurada desde que as raízes características da equação (34) situem-se fora do círculo unitário complexo.

Uma vez garantidas as condições de estacionaridade o modelo SVAR pode ser representado na forma de médias-móveis (SMA) ou representação de Wold. A forma SMA(1) pode ser obtida multiplicando-se ambos os lados de (30) por  $A(L)^{-1} = (I - A_1L)^{-1}$ :

$$\begin{aligned} Y_t &= (I - A_1L)^{-1} a_0 + (I - A_1L)^{-1} u_t \\ Y_t &= \mu + \Psi(L) u_t \end{aligned} \quad (35)$$

Onde:  $\Psi(L) = (I - A_1L)^{-1} = \sum_{k=0}^{\infty} \Psi_k L^k$ ,  $\Psi_0 = I_2$ ,  $\Psi_k = A_1^k$ .

O processo SMA pode ser finalmente expresso após substituir  $u_t = B^{-1} \varepsilon_t$  em (35):

$$\begin{aligned} Y_t &= \mu + \Psi(L) B^{-1} \varepsilon_t \\ Y_t &= \mu + \Theta(L) \varepsilon_t \end{aligned} \quad (36)$$

Onde:  $\Theta(L) = \sum_{k=0}^{\infty} \Theta_k L^k = \Psi(L) B^{-1} \therefore k = 0, 1, \dots$ , representa a função de resposta a impulso originado por inovações em  $\varepsilon_t$ . Logo, essa função mensura o impacto de um choque no erro de uma determinada variável sobre ela mesma e sobre as demais variáveis do sistema. A utilização dessa tecnologia permite, de acordo com Sims (1980), tornar os modelos multi-equacionais capazes de analisar as inter-relações existentes entre as séries macroeconômicas a partir de inovações (choques) que “provocam” as trajetórias econômicas.

Todavia, o maior problema do VAR é a sua identificação (ENDERS, 1995). O problema da identificação consiste em tornar possível o retorno ao sistema primitivo de equações a partir do sistema padrão construído. Deve-se perguntar se é possível recuperar todas as informações no sistema primitivo a partir da forma reduzida. Enders (1995) responde que essa recuperação só será possível dada uma

restrição apropriada no sistema de equações primitivas. Percebe-se, portanto, que a identificação toma um lugar central na estimação do sistema. Usualmente, com o intuito de contornar esse problema, utilizam-se dois tipos de restrições: o VAR padrão onde adota-se uma estrutura recursiva para determinar as relações contemporâneas entre as variáveis, e; o VAR estrutural (SVAR) onde se estabelece essas relações tendo a teoria econômica como referencial.

Blanchard e Quah (1989) propuseram uma forma alternativa de identificar o SVAR a partir de restrições de longo prazo. No caso bi-variado com uma defasagem, a restrição pode ser imposta, por exemplo, admitindo-se que inovações em  $\varepsilon_{2t}$  não têm impacto cumulativo sobre  $Y_{1t}$ , isto implica que a partir da equação (36), a matriz  $\Theta(1)$  torna-se triangular inferior<sup>6</sup>:

$$\Theta(1) = \begin{pmatrix} \theta_{11}(1) & 0 \\ \theta_{21}(1) & \theta_{22}(1) \end{pmatrix} \because \theta_{12}(1) = \sum_{s=0}^{\infty} \theta_{12}^s = 0 \quad (37)$$

Para ver como a restrição em (37) pode ser usada para identificar  $B$  no SVAR, considere-se a matriz covariância-assintótica de  $Y_t$  definida a partir da representação de Wold:

$$\begin{aligned} \Lambda &= \Psi(1)\Omega(1)' \\ \Lambda &= (I - A_1)^{-1} \Omega (I - A_1)^{-1'} \end{aligned} \quad (38)$$

Desde que  $E[u_t u_t'] = \Omega = B^{-1} D B^{-1}$  e  $\Theta(1) = \Psi(1) B^{-1} = (I - A_1)^{-1} B^{-1}$ , a matriz de covariância de longo prazo pode ser re-escrita como:

$$\begin{aligned} \Lambda &= (I - A_1)^{-1} B^{-1} D B^{-1} (I - A_1)^{-1'} \\ \Lambda &= \Theta(1) D \Theta(1)' \end{aligned} \quad (39)$$

De forma a identificar  $B$ , Blanchard e Quah (1989), impõem uma restrição adicional de que os choques estruturais contidos no vetor  $\varepsilon_t$  possuem variância unitária, ou seja, admitem que:

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = D = I \quad (40)$$

Substituindo-se (40) em (39) tem-se:

$$\Lambda = \Theta(1) \Theta(1)' \quad (41)$$

Desde que a matriz  $\Theta(1)$  seja triangular inferior, a fatorização feita em (41) implica que a matriz  $\Theta(1)$  é uma componente de  $\Lambda$  que pode ser calculada pela decomposição de *Cholesky*<sup>7</sup>. Dessa forma, a matriz de parâmetros contemporâneos  $B$  pode ser calculada usando  $\Theta(1) = \Psi(1) B^{-1} = (I - A_1)^{-1} B^{-1}$ , que rearranjada fica:

$$B = [(I - A_1) \Theta(1)]^{-1} \quad (42)$$

### 3.2.4 Identificação de Choques Estruturais

Seguindo Clarida e Galí (1994) e Soto (2003), o primeiro modelo empírico SVAR estimado no presente trabalho é baseado nos resultados teóricos da equação (22). Esta última equação sugere que a taxa real de câmbio pode ser decomposta em um componente de efeito permanente e um de efeito transitório. Assumindo-se um modelo SVAR bi-variado, admite-se que o processo autoregressivo é afetado por dois tipos de choques: (i) um choque nominal ( $\varepsilon_t^m$ ), relacionado ao componente de efeito transitório e, (ii) um choque real ( $\varepsilon_t^z$ ), condizente com o componente de efeito permanente. Na forma de Wold o SVAR pode ser expresso como:

<sup>6</sup> Caso  $Y_{1t}$  seja uma série temporal integrada de ordem 1 ( $Y_{1t} \square I(1)$ ) e  $Y_{2t}$  integrada de ordem zero ( $Y_{2t} \square I(0)$ ), como no modelo pioneiro de Blanchard e Quah (1989), inovações  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  provocam impactos de longo prazo nulos sobre  $Y_{2t}$ , ou seja, mostra-se que  $\lim_{x \rightarrow \infty} \frac{\partial Y_{2t+s}}{\partial \varepsilon_{1t}} = \lim_{x \rightarrow \infty} \theta_{ij}^s = 0$ .

<sup>7</sup> Para uma maior discussão a respeito da decomposição de *Cholesky* vide Enders (1995).

$$\begin{pmatrix} q_t \\ R_t \end{pmatrix} = \Theta(L) \begin{pmatrix} \varepsilon_t^z \\ \varepsilon_t^m \end{pmatrix} \quad (43)$$

A identificação dos choques em (43) é condizente com o esquema de identificação proposto por Blanchard e Quah (1989), e segue assumindo-se que inovações nominais não produzem impactos cumulativos sobre a taxa real de câmbio. Tomando-se a matriz de impactos de longo prazo  $\Theta(L)$ , a restrição anterior corresponde a:

$$\Theta(1) = \begin{pmatrix} \theta_{11}(1) & 0 \\ \theta_{21}(1) & \theta_{22}(1) \end{pmatrix} \quad (44)$$

Onde:  $\theta_{ij}(1)$  é a soma das respostas da variável  $i$  a choques em  $j$ .

Como destaca Soto (2003), o reduzido número de variáveis endógenas em (43) não fornecem uma definição precisa da natureza de ambos os choques, ou seja, o choque real pode ser um choque de oferta agregada ou um choque de demanda ou ainda uma combinação de ambos. Da mesma forma, um choque nominal pode ter varias naturezas e afetar as variáveis de diferentes maneiras. De acordo com Soto (2003), o problema na identificação é que se um choque estrutural pode ser decomposto em dois choques de natureza diferentes, a metodologia de Blanchard e Quah (1989) é válida somente se a resposta das variáveis endógenas aos dois tipos de choque ocorre na mesma direção.

O segundo modelo empírico é uma forma alternativa de se avaliar os desvios da PPC. Seguindo Lee e Enders (1993), de acordo com a equação (23) pode-se avaliar as flutuações da taxa real de câmbio a partir de choques reais ( $\varepsilon_t^z$ ) com efeito permanente sobre a taxa de câmbio real, e choques nominais ( $\varepsilon_t^m$ ) com efeito transitório sobre essa última variável. O segundo SVAR pode ser representado como:

$$\begin{pmatrix} q_t \\ s_t \end{pmatrix} = \Theta(L) \begin{pmatrix} \varepsilon_t^z \\ \varepsilon_t^m \end{pmatrix} \quad (45)$$

Considerando-se a inter-relação entre taxa real de câmbio e taxa nominal previsto em (23), então, como os choques nominais devem ter apenas efeitos transitórios sobre as flutuações da taxa real, a matriz de impacto de longo prazo  $\Theta(L)$  pode ser decomposta de forma equivalente a (44). Vale ressaltar que o segundo SVAR comunga das mesmas limitações do primeiro modelo devido a natureza dos choques reais e nominais.

Finalmente, visando ampliar o horizonte de especificação da natureza dos choques reais e nominais, bem como seus impactos sobre a taxa real de câmbio Brasil/Estados Unidos, o quinto modelo empírico SVAR possui cinco variáveis endógenas: (i) o nível emprego ( $L_t$ ), (ii) o produto ( $Y_t$ ), a taxa real de câmbio ( $q_t$ ), o saldo monetário real ( $M_t - P_t$ ) e, o nível de preços ( $P_t$ ). Esta especificação é baseada no modelo *Mundell-Flemming-Obstfeld* ampliado por Weber (1997). O objetivo aqui é expandir o horizonte de identificação dos choques estruturais para testar se os choques reais e nominais produzem impactos opostos sobre a taxa real de câmbio. Os choques reais são decompostos em três tipos: (i) choque tecnológico ( $\varepsilon_t^z$ ), (ii) choque de oferta de trabalho ( $\varepsilon_t^w$ ) e, choques de demanda agregada ( $\varepsilon_t^\delta$ ). Já os choques nominais são decompostos em: (i) choque de demanda por moeda ( $\varepsilon_t^m$ ) e, (ii) choque de oferta monetária ( $\varepsilon_t^\mu$ ). Pode-se re-escrever a equação (20) na forma de Wold, e então, representar o sistema como:

$$\begin{pmatrix} L_t \\ Y_t \\ q_t \\ M_t - P_t \\ P_t \end{pmatrix} = \Theta(L) \begin{pmatrix} \varepsilon_t^w \\ \varepsilon_t^z \\ \varepsilon_t^\delta \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^\mu \end{pmatrix} \quad (46)$$

Com base nas propriedades de longo prazo do modelo *Mundell-Fleming-Obstfeld* desenvolvido na seção 2 e, sintetizadas na equação (20), as restrições implicam que:

$$\Theta(1) = \begin{pmatrix} \theta_{11}(1) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{21}(1) & \theta_{22}(1) & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{31}(1) & \theta_{32}(1) & \theta_{33}(1) & 0 & 0 \\ \theta_{41}(1) & \theta_{42}(1) & \theta_{43}(1) & \theta_{44}(1) & 0 \\ \theta_{51}(1) & \theta_{52}(1) & \theta_{53}(1) & \theta_{54}(1) & \theta_{55}(1) \end{pmatrix} \quad (47)$$

A matriz  $\Theta(1)$  torna-se triangular inferior, com um número de restrições suficientes para identificar o modelo empírico SVAR<sup>8</sup>.

## 4. Resultados Empíricos

### 4.1 Testes de Estacionaridade

O teste de raiz unitária aplicado foi o ADF aumentado, cujos resultados são expostos na tabela 1. Os resultados mostram que todas as séries temporais testadas possuem raiz unitária. Isso implica que, uma vez submetidas a choques não antecipados, essas séries podem ter trajetórias de resposta com impacto persistente e/ou explosivo. No entanto, as mesmas séries tornam-se estacionárias em primeira diferença com 5% de significância estatística, e, portanto, são integradas de primeira ordem<sup>9</sup>.

### 4.2 Modelos Estruturais de Autoregressão Vetorial (SVARs)

O foco do presente trabalho volta-se para a estimação dos três modelos SVARs expostos nas equações (43), (45), (46)<sup>10</sup>. O problema da identificação dos modelos foi resolvido impondo-se restrições de longo prazo conforme especificado na seção 3.2.5, mais especificamente, nas equações (44) e (47). Já o critério de defasagens foi baseado nos resultados dos testes realizados na seção 4.3<sup>11</sup>.

#### 4.2.1 Análise da Função de Resposta a Impulso

O gráfico 1 mostra a resposta da taxa real de câmbio Brasil/EUA e do diferencial de taxas de juros reais frente a choques não antecipados do lado real e do lado nominal da economia brasileira segundo o

<sup>8</sup> Num modelo com  $n$  variáveis endógenas a identificação exata requer a imposição de  $\frac{n(n-1)}{2}$  restrições.

<sup>9</sup> Os números de defasagens nas equações de teste visaram minimizar os critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SC), bem como tornar os resíduos da regressão teste ruído branco. As mesmas variáveis foram aplicadas nos modelos SVARs em primeira diferença nos logaritmos (taxa de crescimento), visando evitar comportamentos explosivos nas análises de resposta a impulso nas inovações. Somando-se as respostas da taxa de crescimento das variáveis-chave nas funções de resposta acumulada, têm-se trajetórias de resposta em nível.

<sup>10</sup> A definição das defasagens a serem aplicadas nos modelos empíricos foi definida a partir dos testes de seleção de defasagem (ver tabela 2). A partir da estimação de vetores autoregressivos irrestritos com variáveis estacionárias (em primeira diferença) numa seqüência de defasagens levando-se em consideração os critérios estatísticos de Erro de Predição Final (FPE), Informação de Akaike (AIC), Informação de Schwarz (SC), Hannan-Quinn (HQ) e o Teste de Razão de Verossimilhança (LR), busca-se escolher a seleção de defasagem ótima. Também foram realizados testes de Co-integração segundo Johansen e Juselius (1990). No entanto, apesar de serem detectados vetores de co-integração nas três especificações empíricas, a modelagem via vetor de correção de erros mostrou-se instável, uma vez que a partir do teste de estabilidade constatou-se que pelo menos um autovalor da equação característica (33) obtida em cada modelo encontra-se fora do círculo unitário.

<sup>11</sup> A partir da identificação estrutural, todos os três modelos empíricos satisfazem a condição de estabilidade, ou seja, os autovalores da equação (33) situam-se dentro do círculo unitário.

modelo SVAR da equação (43). A resposta da TRC a um choque real é positiva. Mediante o choque real positivo, a taxa de câmbio deve depreciar-se em cerca de 4,3% seguindo uma trajetória monotônica de depreciação declinante durante três meses. No acumulado em cinco meses pós-choque real, o modelo prevê que a taxa de câmbio deprecia-se em 5,1% no longo prazo. O diferencial entre a taxa de juros brasileira e a do mercado internacional deve aumentar no segundo mês frente a um choque real, seguindo uma trajetória decrescente.

A resposta da TRC ao choque real é consistente com os resultados obtidos por Clarida e Galí (1994), Weber (1997) e Soto (2003) para outros países. Se o choque real for interpretado como um choque de produtividade a luz do modelo *Mundell-Fleming-Obstfeld*, o resultado esperado é que o choque produza um impacto positivo sobre a TRC. Já se o choque de produtividade ocorrer numa economia com bens comercializáveis (*tradable*) e não-comercializáveis (*non-tradable*) internacionalmente, então, de acordo com o efeito *Balassa-Samuelson*, ganhos de produtividade relativa na economia local deve incrementar o preço dos não-comercializáveis e provocar uma apreciação permanente da TRC. Os resultados do modelo (43) podem estar contradizendo o efeito *Balassa-Samuelson* para o caso da taxa real de câmbio entre Brasil e EUA. No modelo III, os choques reais são decompostos em diferentes tipos de choques, e trazem informação adicional para tentar responder o questionamento anterior.

No gráfico 1 também se observa que, no segundo mês após um choque nominal a TRC aprecia-se em 0,4%, sendo que o efeito prossegue cerca de quatro meses. Por sua vez, observa-se um crescimento do diferencial de juros frente a um choque nominal, que tem seu efeito prolongado durante onze meses. Observando-se as trajetórias de resposta da taxa de câmbio e diferencial de juros, fica evidenciado o efeito de ultrapassagem da taxa de câmbio no curto prazo frente a choques nominais<sup>12</sup>. Se o choque nominal for interpretado como um choque de oferta monetária permanente, este deve alterar as expectativas da taxa nominal de câmbio futura e produzir uma forte depreciação do câmbio atual. Na medida em que os preços vão se ajustando observa-se uma trajetória de crescimento do diferencial de juros e apreciação da taxa nominal de câmbio. Nesse panorama, a TRC também deve registrar uma trajetória de apreciação.

O gráfico 2 registra as trajetórias de resposta das taxas real e nominal de câmbio frente a inovações estruturais (modelo II). Como no modelo anterior, a taxa real de câmbio responde positivamente a choques reais, depreciando-se de imediato em 4,1% com efeito acumulado de 5,1% de depreciação de longo prazo. Por outro lado, o modelo prevê que a taxa nominal de câmbio deve depreciar-se cerca de 3,4% frente a um choque real tendo um efeito acumulado de depreciação de 5,1% após cinco meses. Já a resposta da taxa nominal a choques nominais é bem mais significativa do que a resposta da taxa real no curto prazo. Espera-se uma depreciação nominal em cerca de 2,8% e em termos reais de 1,4%. De acordo com as trajetórias de resposta do câmbio nominal e real mediante choques nominais, o efeito ultrapassagem se faz presente na dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio BRA/EUA, ajudando a entender a volatilidade desse arranjo cambial no curto prazo.

O principal problema dos resultados anteriores reside na identificação da natureza dos choques reais e nominais. Os choques reais pode ser um só tipo de choque, ou uma combinação de vários choques como: produtividade, demanda etc. Da mesma forma que os choques nominais podem ser decompostos em choques de demanda monetária, oferta etc. Esses choques podem afetar a taxa real de câmbio de diferentes formas. Visto isso, os resultados dos modelos seguintes podem fornecer subsídios a “verdadeira” natureza dos choques reais e nominais.

Contudo, a resposta do câmbio frente inovações reais é condizente com os resultados obtidos por Soto (2003) ao estudar o caso do Chile. Se o choque real for interpretado como um choque de demanda agregada, a taxa real de câmbio entre Brasil/EUA pode responder positivamente a esse choque quando o mesmo altera a composição da demanda agregada, isto é, como ressalta Soto (2003), no contexto de uma economia com bens comercializáveis e não-comercializáveis, o choque de demanda deve depreciar permanentemente o câmbio real na medida em que incrementa a procura por bens comercializáveis frente à procura por não-comercializáveis.

<sup>12</sup> Como destaca Krugman e Obstfeld (2002) a ultrapassagem do câmbio é uma consequência direta da rigidez de preços no curto prazo.

Finalmente no terceiro modelo empírico os choques reais são decompostos em: choque de produtividade (tecnológico), choque de oferta de trabalho e choque de demanda agregada, enquanto que os choques nominais são decompostos em: choques de demanda monetária e choques de oferta monetária. No gráfico 3 encontram-se as respostas da taxa real de cambio frente a choques reais e nominais. Os resultados mostram que a taxa real de cambio responde significativamente a choques de demanda agregada e de produtividade (tecnológicos), ou seja, os resultados confirmam que os choques reais podem ser compostos de dois tipos de choque: produtividade e demanda agregada. De acordo com o modelo teórico era de se esperar que a taxa de câmbio se deprecie frente a choques de produtividade e se aprecie mediante choques de demanda agregada. No entanto, os resultados evidenciam que a TRC deprecia-se em cerca de 3,1% mediante um choque de demanda agregada, seguindo com uma resposta positiva por mais cinco meses. No longo prazo, o modelo prevê uma depreciação em torno de 4,1%. Em resposta a choques de tecnologia a TRC aprecia-se 2,8% no curto prazo, tendo uma apreciação acumulada em cinco meses de 1,4%. Como justificar essas trajetórias? O modelo *Mundell-Flemming-Obstfeld* não considera uma característica importante nas economias emergentes, isto é, a presença de bens não-comercializáveis internacionalmente. Assim, inovações de tecnológicas podem aumentar a produtividade relativa do setor de comercializáveis, elevando, por sua vez, o preço dos não-comercializáveis. Nesse contexto a apreciação da TRC em resposta a inovações de produtividade é condizente com o efeito *Balassa-Samuelson*, embora o impacto de longo prazo seja pequeno. No lado do choque de demanda agregada, este pode alterar a composição do dispêndio agregado em favor da procura relativa por bens comercializáveis, causando uma depreciação permanente da TRC.

A resposta da TRC a choques nominais como oferta e demanda monetária não tem efeito persistente. Observando-se o gráfico 3a, vê-se que a TRC responde no curto prazo positivamente a um choque de oferta monetária e negativamente a um choque de demanda por moeda conforme o modelo teórico. Esses resultados indicam as diferentes naturezas dos choques nominais e seus impactos sobre a TRC. Essas diferentes características dos choques nominais e dos choques de tecnologia e demanda agregada são confirmadas principalmente através da resposta do produto e do nível de preços<sup>13</sup> a essas inovações (vide gráfico 3b e 3c). Já a resposta da TRC à choques na oferta de trabalho é simétrica a resposta frente a choques de tecnologia. No primeiro mês ocorre uma pequena depreciação da TRC em resposta ao primeiro choque, no entanto, após cinco meses esta deve se apreciar. A natureza verdadeira do “choque de oferta de trabalho” é duvidosa, principalmente devido a resposta do produto (vide gráfico 3c). Cabe agora avaliar a importância desse choques nas flutuações da TRC, para isso, na próxima seção é analisada a decomposição de variância.

#### 4.2.2 Decomposição de Variância

A tabela 3 reporta a decomposição da variância do erro de previsão das variáveis-chave de cada modelo estimado. Admite-se a importância atribuída a um tipo de choque num padrão de resposta a partir de seu poder de explicação na variância das respectivas variáveis. Logo, considera-se que a análise conjunta das funções de resposta a impulso e da decomposição da variância do erro de previsão, torna possível agregar o impacto e a importância de um tipo de choque em cada uma das variáveis. Na tabela 3a, registra-se a importância dos choques reais e nominais na variância do erro de previsão da TRC de acordo com o primeiro modelo estimado. Vê-se que quase a totalidade da variância da TRC está associada a choques reais (98% a 97%). No segundo modelo cerca de 89% a 88% da variância do erro de previsão da TRC é explicada por choques de natureza real, restando cerca de 12% de explicação para os choques nominais (ver tabela 3b). Pode-se constatar na tabela 3c que de acordo com o modelo II, a variância do erro de previsão da taxa nominal de cambio é explicada em sua maior parte por choques reais (50% a 54%), enquanto os choques nominais respondem por 38% a 35% da variância. Tal fato sugere a importância de outros fatores que não monetários na explicação das flutuações da taxa de cambio nominal.

<sup>13</sup> Apesar do choque de demanda agregada causar um impacto negativo imediato, a resposta segue uma trajetória crescente nos meses seguintes ao choque.

Finalmente, com base no terceiro modelo empírico em que os choques reais e nominais são decompostos em diferentes tipos, os resultados da decomposição da variância da TRC mostram a importância dos choques de produção e de demanda agregada nos desvios da PPC. Na tabela 3d constata-se que cerca de 54% a 51% da variância da TRC é explicado pelos choques na composição da demanda agregada, enquanto 42% a 40% é atribuído a choques de produção (tecnológicos). Choques de oferta de trabalho e monetários não têm importância na dinâmica da TRC.

De uma forma geral, com base nas especificações estimadas, os resultados da decomposição de variância ressaltam a importância dos choques de demanda agregada nas flutuações da TRC. A importância dos choques de produção (tecnológicos ou de produtividade) cresce significativamente quando os choques reais e nominais são amplamente decompostos como especificado no último modelo empírico.

## 5. Considerações Finais

O presente trabalho investigou os impactos dos choques reais e nominais sobre as flutuações da taxa real de câmbio entre Brasil e EUA no período de 1999 a 2003. Pesquisas recentes como a de Clarida e Galí (1994) mostraram que os chamados “choques de demanda agregada” seriam os principais responsáveis pelas flutuações das taxas reais de câmbio das maiores economias mundiais. Essa importância dos “choques de demanda agregada” foi criticada por Weber (1997) em estudo ampliado. Segundo o autor esses choques poderiam ser na verdade, um conjunto de variáveis responsáveis pelos movimentos das taxas reais de câmbio que não poderiam ser captados no modelo estrutural.

Os modelos estimados conseguiram captar o efeito de ultrapassagem da taxa nominal de câmbio entre Brasil e EUA. No segundo modelo empírico, apesar dos choques reais dominarem a dinâmica de curto prazo da taxa real e nominal de câmbio, cerca de 38% da variância da taxa nominal é explicada por choques de caráter “nominal”.

No caso da TRC entre Brasil e EUA, a evidência é de que os “choques na composição da demanda agregada” são os maiores responsáveis pelas flutuações da TRC, explicando maior parte da variância da TRC nos cinco modelos estimados. Quando se decompõe os choques estruturais num modelo ampliado, os choques de oferta (produtividade) ganham importância significativa nas flutuações da TRC. A TRC tende a se depreciar frente a inovações na composição da demanda agregada e, aprecia-se quando sujeita à choques de produção. Vale ressaltar que ao contrário dos resultados de Weber (1997), no presente trabalho os “choques de demanda agregada” e de “produtividade” tem um impacto esperado sobre as flutuações do produto no curto prazo e longo prazo. Tal fato fornece subsídios para justificar a “real” natureza desses tipos de choques. Todavia, deve se ter cautela a afirmar que os “choques de demanda” não são realmente combinações de outros choques que afetam as flutuações da TRC. Na verdade, os modelos empíricos são limitados para garantir essa proposição, apesar dos resultados de resposta das variáveis-chave sugerirem um padrão típico de resposta frente a inovações de demanda.

## 6. Referências

- BLANCHARD, O. J; QUAH, D. The Dynamics Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. In: **American Economic Review**, n. 79, p. 655-673, 1989.
- CLARIDA, R. and GALI J. **Sources of real exchange Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?** . NBER Working Paper n. 4658, 1994.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. In: **Econometrica**, Illinois, v. 49, n. 4, 1981.
- DORNBUSCH, R. Expectations and Exchange Rate Dynamics. In: **Journal of Political Economy**, n. 84, p. 1161-1176, 1976.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. **Long-run economic relationship: readings in cointegration**. New York: Oxford University Press, 1991.

- GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. In: **Journal of Econometrics**, n. 2, 1974.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. In: **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, 1990.
- KRUGMAN, Paul R; OBSTFELD, Maurice. **Economia internacional : teoria e política**. 5. ed. São Paulo: Makron Books, 2001.
- LEE, Bong-Soo; ENDERS, Walter. **Accounting for Real and Nominal Exchange Rate Movements in the post-Breton Woods Period**. Iowa State University, Working Paper, 1993.
- LÜTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer-Verlag, 1993.
- NELSON, Charles R.; PLOSSER, Charles I. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. In: **Journal of Monetary Economics**, v. 10, 1982.
- OBSTFELD, M.. Floating Exchange Rates: Experience and Prospects. In: **Brookings Papers on Economic Activity**, n.2, p. 369-450, 1985.
- ROGOFF, K. The Purchasing Power Parity Puzzle. In: **Journal of Economic Literature XXIV**, 1996.
- ROGERS, J. **Real Shocks and Real Exchange Rates in Really Long-Term Data**. Mimeo (Federal Reserve Board, Washington D.C.), 1995.
- SIMS, C. Macroeconomics and reality. In: **Econometrica**, v. 48, January, 1980.
- SOTO, Claudio. **The Effects of Nominal and Real Shocks on the Chilean Real Exchange Rate During The Nineties**. NBER Work Paper n. 220, 2003.
- ZIVOT, Eric; ANDREWS, Donald W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. In: **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 10, n. 3, 1992.
- WEBER, Axel A. **Sources of Purchasing Power Disparities between the G3-Economies**. Universität Bonn, 1997.

## 7. Apêndice

**Tabela 1:** Teste de Raiz Unitária (ADF)

Variáveis	$\tau$	$k$	Pr[ $Q(16)$ ]	$\tau_c$	$k$	Pr[ $Q(16)$ ]	$\tau_{ct}$	$k$	Pr[ $Q(16)$ ]	$I(d)$
$s_t$	0.519807	1 $\diamond$	0.613	-0.759767	1 $\diamond$	0.658	-2.608285	1 $\diamond$	0.610	I(0)
$q_t$	-0.245714	0 $\diamond$	0.522	-2.417181	1 $\diamond$	0.672	-2.446011	1 $\diamond$	0.629	I(0)
$(M_t - P_t)$	-3.412739 $\blacklozenge$	0 $\diamond$	0.260	-2.696879	0 $\diamond$	0.245	-2.291538	0 $\diamond$	0.146	I(0)
$Y_t$	-1.695257	2 $\bullet$	0.811	-0.162925	2 $\bullet$	0.582	-2.442913	3 $\bullet$	0.684	I(0)
$L_t$	0.795387	2 $\bullet$	0.962	-1.639019	1 $\bullet$	0.895	-2.462663	3 $\bullet$	0.933	I(0)
$P_t$	2.586805	2 $\bullet$	0.861	-0.521243	2 $\bullet$	0.908	-3.117200	1 $\bullet$	0.493	I(0)
$R_t$	-0.480428	2 $\diamond$	0.219	-0.643259	2 $\diamond$	0.210	-2.700791	3 $\diamond$	0.068	I(0)
$\Delta s_t$	-7.153091 $\blacklozenge$	0 $\diamond$	0.658	-7.133648	0 $\diamond$	0.598	-6.992589	0 $\diamond$	0.610	I(1)
$\Delta q_t$	-7.087589 $\blacklozenge$	0 $\bullet$	0.515	-7.052992 $\blacklozenge$	0 $\bullet$	0.514	-6.936616 $\blacklozenge$	0 $\bullet$	0.517	I(1)
$\Delta(M_t - P_t)$	-6.200714 $\blacklozenge$	0 $\diamond$	0.324	-6.363762 $\blacklozenge$	0 $\diamond$	0.382	-6.452073 $\blacklozenge$	0 $\diamond$	0.363	I(1)
$\Delta Y_t$	-3.569351 $\blacklozenge$	1 $\bullet$	0.648	-4.146746 $\blacklozenge$	1 $\bullet$	0.537	-4.130141 $\blacklozenge$	1 $\bullet$	0.423	I(1)
$\Delta L_t$	-5.008053 $\blacklozenge$	0 $\bullet$	0.929	-4.986171 $\blacklozenge$	0 $\bullet$	0.930	-4.681291 $\blacklozenge$	0 $\bullet$	0.908	I(1)
$\Delta P_t$	-3.537316 $\blacklozenge$	0 $\diamond$	0.357	-4.147961 $\blacklozenge$	0 $\diamond$	0.170	-3.979448 $\clubsuit$	1 $\bullet$	0.874	I(1)
$\Delta R_t$	-3.834116 $\blacklozenge$	1 $\diamond$	0.236	-3.775558 $\blacklozenge$	1 $\diamond$	0.226	-4.159818 $\blacklozenge$	1 $\diamond$	0.168	I(1)

Notas:  $\clubsuit$  significante a 5%,  $\blacklozenge$  significante a 1%,  $\diamond$  Critério SC,  $\bullet$  Critério AIC. Resultados obtidos pelos autores no pacote Eviews 4.1.

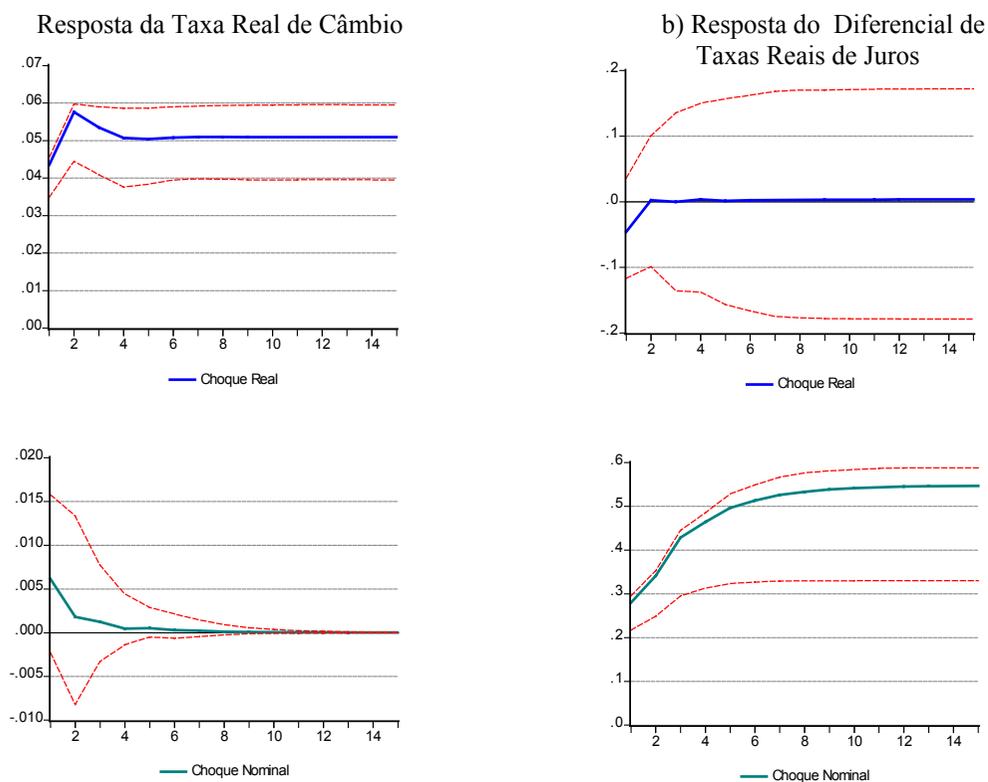
**Tabela 2: Testes de Seleção de Defasagens**

	Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
Modelo I	2	93.02104	9.692614*	0.000132*	-3.255727*	-2.876938	-3.110980
Modelo II	1	234.6847	32.09455	4.37E-07	-8.968029	-8.740756*	-8.881181*
Modelo III	1	836.1734	107.4715*	7.45E-20*	-29.85827*	-28.75328*	-29.43212*

\* Indica a ordem de defasagem selecionada por cada critério. LR: Teste de Razão de Verossimilhança (5%). FPE: Critério de Erro de Predição Final. AIC: Critério de Informação de Akaike. SC: Critério de Informação de Schwarz. HQ: Critério de Informação de Hannan-Quinn. Resultados obtidos pelos autores no pacote Eviews 4.1.

**Gráfico 1**

Modelo I: Funções de Resposta Acumulada a Impulso em um Desvio Padrão

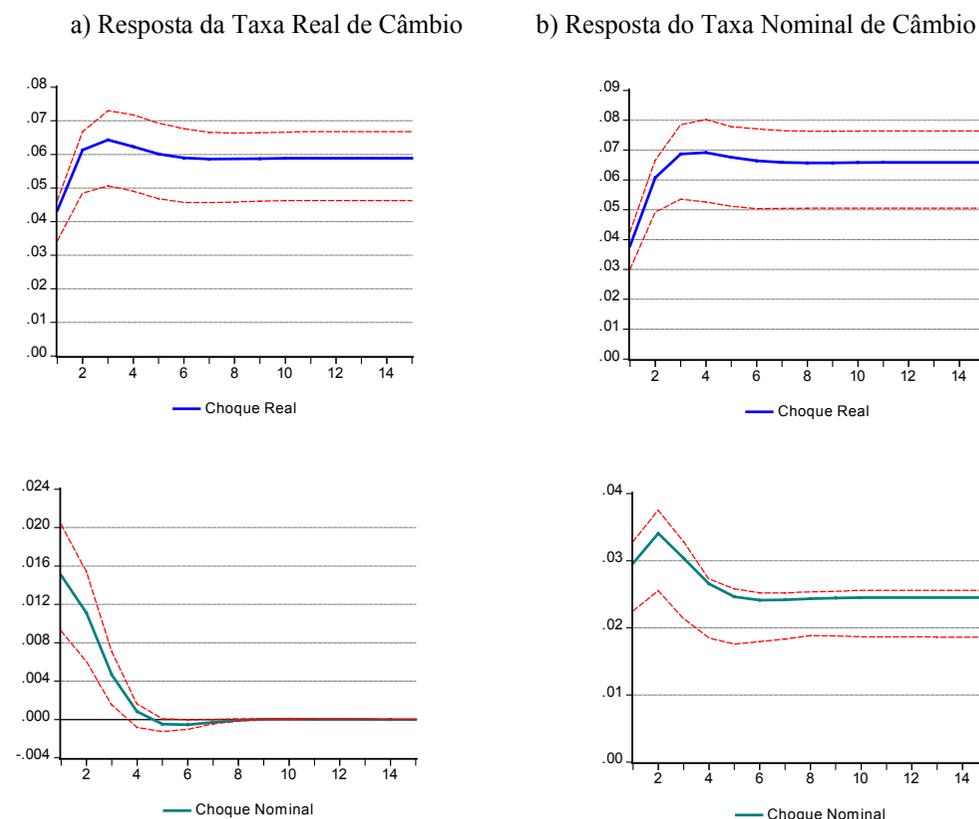


Resultados obtidos pelos autores no pacote Eviews 4.1.

--- Intervalos de Confiança obtidos por *bootstrap* (2000 repetições).

**Gráfico 2**

Modelo II: Funções Acumulada de Resposta a Impulso em um Desvio Padrão



**Tabela 3**a) Modelo I :Decomposição de Variância da  
Taxa Real de Câmbio  $\Delta(q_t)$ 

Período	Desvio Padrão	Choque Real	Choque Nominal
1	0.043972	98.05221	1.947788
2	0.046376	97.36843	2.631574
3	0.046559	97.37525	2.624754
4	0.046651	97.35886	2.641142
5	0.046652	97.35896	2.641041
6	0.046654	97.35743	2.642575
7	0.046654	97.35709	2.642913
8	0.046654	97.35674	2.643264
9	0.046654	97.35666	2.643335
10	0.046655	97.35663	2.643375
11	0.046655	97.35661	2.643388
12	0.046655	97.35660	2.643395
13	0.046655	97.35660	2.643398
14	0.046655	97.35660	2.643399
15	0.046655	97.35660	2.643400

b) Modelo II :Decomposição de Variância da  
Taxa Real de Câmbio  $\Delta(q_t)$ 

Período	Desvio Padrão	Choque Real	Choque Nominal
1	0.043521	89.81532	10.18468
2	0.045435	89.12502	10.87498
3	0.045768	87.85263	12.14737
4	0.045852	87.62354	12.37646
5	0.045866	87.61422	12.38578
6	0.045867	87.61491	12.38509
7	0.045867	87.61451	12.38549
8	0.045867	87.61438	12.38562
9	0.045867	87.61436	12.38564
10	0.045867	87.61436	12.38564
11	0.045867	87.61436	12.38564
12	0.045867	87.61436	12.38564
13	0.045867	87.61436	12.38564
14	0.045867	87.61436	12.38564
15	0.045867	87.61436	12.38564

c) Modelo II :Decomposição de Variância da Taxa de Câmbio  
Nominal  $\Delta(s_t)$ 

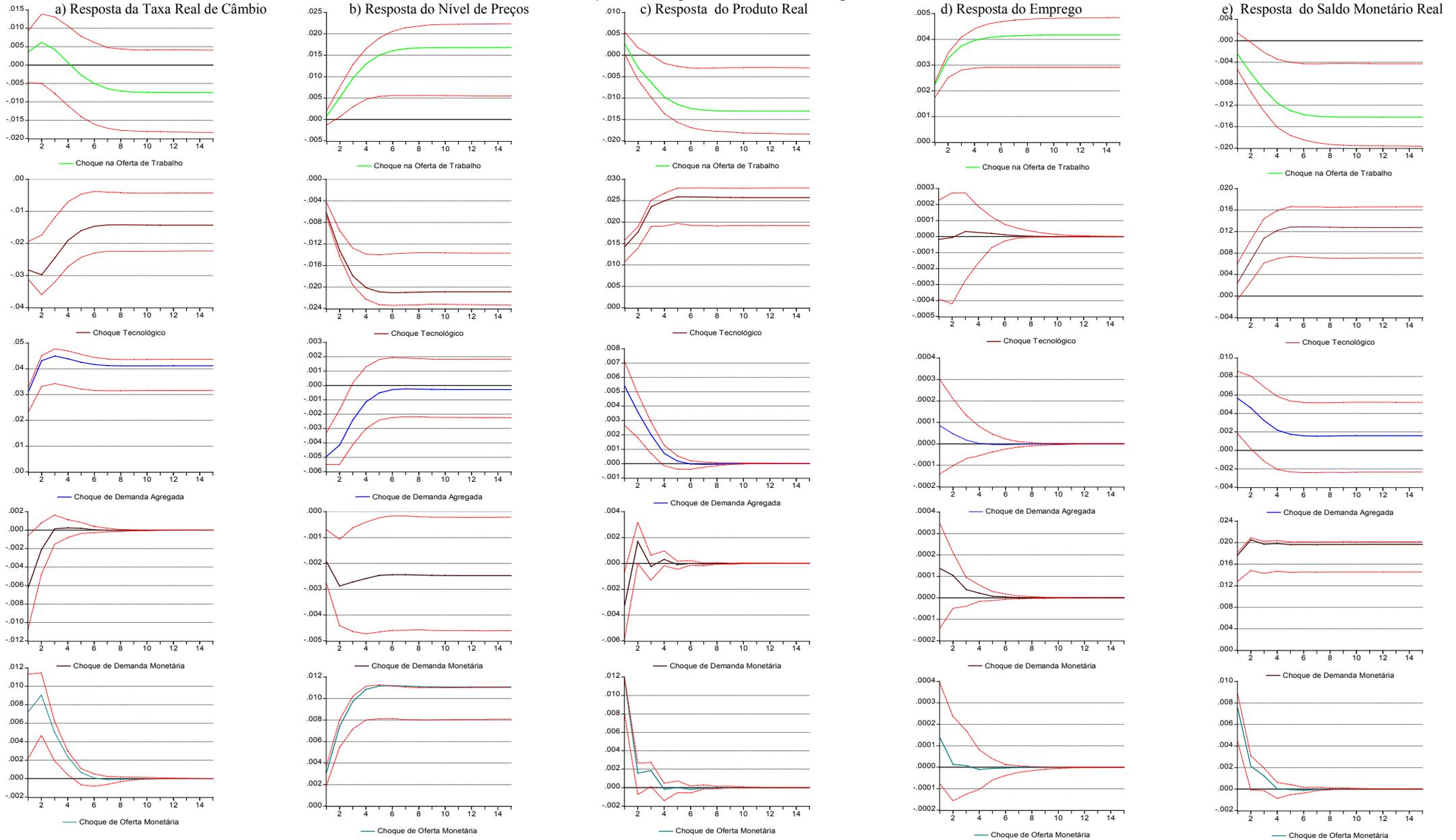
Período	Desvio Padrão	Choque Real	Choque Nominal
1	0.044276	61.14338	38.85662
2	0.046567	64.73622	35.26378
3	0.046789	64.59987	35.40013
4	0.046840	64.46224	35.53776
5	0.046851	64.45037	35.54963
6	0.046853	64.45173	35.54827
7	0.046853	64.45187	35.54813
8	0.046853	64.45182	35.54818
9	0.046853	64.45181	35.54819
10	0.046853	64.45181	35.54819
11	0.046853	64.45181	35.54819
12	0.046853	64.45181	35.54819
13	0.046853	64.45181	35.54819
14	0.046853	64.45181	35.54819
15	0.046853	64.45181	35.54819

d) Modelo III :Decomposição de Variância da Taxa Real de Câmbio  $\Delta(q_t)$ 

Período	Desvio Padrão	Choque na Oferta de Trabalho	Choque Tecnológico	Choque de Demanda Agregada	Choque de Demanda Monetária	Choque de Oferta Monetária
1	0.043392	0.694325	42.57189	51.91084	2.040137	2.782806
2	0.045307	0.956657	39.15021	54.50030	2.677823	2.715008
3	0.045929	1.111609	39.41536	53.19580	2.850587	3.426652
4	0.046476	1.673335	39.86697	52.00681	2.784288	3.668595
5	0.046749	2.185311	39.81922	51.48634	2.751930	3.757198
6	0.046839	2.422325	39.75347	51.32276	2.742649	3.758797
7	0.046862	2.501188	39.72233	51.27973	2.740098	3.756650
8	0.046866	2.519987	39.71445	51.27009	2.739564	3.755906
9	0.046867	2.523464	39.71307	51.26817	2.739464	3.755833
10	0.046867	2.523935	39.71292	51.26784	2.739449	3.755859
11	0.046867	2.523984	39.71291	51.26780	2.739449	3.755865
12	0.046867	2.523988	39.71290	51.26779	2.739449	3.755866
13	0.046867	2.523988	39.71290	51.26779	2.739449	3.755866
14	0.046867	2.523988	39.71290	51.26779	2.739449	3.755866
15	0.046867	2.523988	39.71290	51.26779	2.739449	3.755866

Resultados obtidos pelos autores no pacote Eviews 4.

Gráfico 3: Modelo III: Funções de Resposta Acumulada a Impulso em um Desvio Padrão



Resultados obtidos pelos autores no pacote Eviews 4.1. --- Intervalos de Confiança obtidos por *bootstrap* (2000 repetições).