

A DINÂMICA DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL: UM ESTUDO EMPÍRICO NO PERÍODO PÓS-PLANO REAL

Roberta Moreira Wichmann *

Sinézio Fernandes Maia **

RESUMO: Este artigo procura avaliar a determinação e a dinâmica da taxa de câmbio no Brasil no período pós-plano Real, utilizando-se da abordagem monetária de determinação da taxa de câmbio em suas versões com preços flexíveis e com preços rígidos. A determinação da taxa de câmbio é estudada através da técnica de co-integração e a dinâmica é analisada através das funções de impulso-resposta obtidas pelas estimações de vetores auto-regressivos. A constatação empírica é de que tanto com preços flexíveis quanto com preços rígidos os sinais esperados dos coeficientes estimados dos determinantes da taxa de câmbio estão de acordo com a sugestão teórica. Porém, ao analisar a dinâmica da taxa de câmbio, apenas o modelo monetário com preços rígidos apresenta resultado satisfatório, respeitando a sugestão teórica.

Palavras-Chave: Abordagem monetária. Taxa de câmbio. Co-integração. VAR.

Classificação JEL: F41

ABSTRACT: This paper tries to evaluate the determination and the dynamics of the exchange rate in post-Real Plan period through the monetary approach of determination of the exchange rate in its versions with flexible and sticky prices. The determination of the exchange rate is studied through the cointegration technique and the dynamics is analyzed through the impulse-response functions obtained by the estimates of autoregressive vectors. The empirical verification finds that in the flexi-

* Doutoranda em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

**Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba.

ble and sticky price approaches the waited signs of the estimated coefficients of the determinant of the exchange rate are in accordance with the theoretical suggestion. However, when analyzing the dynamics of the exchange rate, just the monetary model with sticky prices presents satisfactory result, respecting the theoretical suggestion.

Keywords: Monetary approach; Exchange rate; Cointegration; VAR.
JEL Classification: F41

1 INTRODUÇÃO

A economia da taxa de câmbio é uma das áreas mais pesquisadas da ciência econômica, isso por causa da importância atribuída ao câmbio no que concerne ao sucesso ou fracasso de uma economia aberta (MACDONALD; TAYLOR, 1992; TAYLOR, 1995).

Com a abertura da economia, um país passa a realizar vários tipos de transações econômicas com outros países, tanto através do mercado de bens e serviços, quanto através do mercado de ativos (OBSTFELD; ROGOFF, 1996). Porém, para que as transações internacionais sejam factíveis, é importante efetuar comparações entre os preços interno e externo, convertendo a moeda de um país na moeda de outro. A literatura convencional define a taxa de câmbio nominal como o preço da moeda de um país em termos da moeda de outro país (DORNBUSCH, 1988; MACDONALD; TAYLOR, 1992). Tal taxa consiste em uma relação monetária, não tendo, necessariamente, uma contrapartida em termos de poder de compra.

Por outro lado, a taxa de câmbio real é uma medida relativa, indicando o preço dos bens estrangeiros em termos de bens produzidos domesticamente. Tal taxa aponta o poder de compra de um país, à medida que mostra se os bens estrangeiros estão se tornando relativamente mais ou menos caros que os bens internos.

A procura pelos fatores que determinam o comportamento da taxa de câmbio é tema bastante recorrente na literatura econômica. No entanto, não há uma única teoria que explique como se determina a taxa de câmbio (MUSSA, 1982; OBSTFELD; STOCKMAN, 1983;

MACDONALD; TAYLOR, 1992). Uma das principais abordagens de determinação da taxa de câmbio é a abordagem monetária. Tal abordagem possui duas formulações principais, sendo a primeira denominada de modelo monetário com preços flexíveis, desenvolvida por Frankel (1976) e Mussa (1976), e a segunda denominada de modelo monetário com preços rígidos, desenvolvida por Dornbusch (1976). O modelo monetário com preços flexíveis é baseado na hipótese da paridade do poder de compra (PPC), de forma que a taxa de câmbio real não varia. Já o modelo monetário com preços rígidos permite a rigidez de preços no curto prazo e a ultrapassagem da taxa de câmbio, permitindo a flutuação da taxa de câmbio real.

Meese e Rogoff (1983) comparam vários modelos estruturais¹ de taxa de câmbio para avaliar o poder de previsão dos mesmos. Entre os modelos estruturais estão o modelo monetário de preço flexível, o modelo monetário de preço rígido e o modelo monetário com preço rígido que incorpora a conta corrente. Os autores estimaram os modelos² utilizando dados mensais no período entre 1973 e 1981, para as taxas de câmbio dólar-libra, dólar-marco e dólar-iene, concluindo que nenhum dos modelos apresentou um poder de previsão mais elevado que o modelo de passeio aleatório³.

Fair (1986) analisa diversos tipos de equações de determinação do câmbio de forma a verificar se a crítica de Meese e Rogoff (1983) de fato se confirma. Para tanto, o autor utiliza a técnica de mínimos quadrados de dois estágios para uma amostra de 17 países. Os resultados da pesquisa indicaram que a visão de Meese e Rogoff (1983), de que os modelos estru-

¹ Baseados nos fundamentos da economia.

² Na estimação dos modelos estruturais, foram utilizadas as técnicas de mínimos quadrados ordinários, mínimos quadrados generalizados e variáveis instrumentais.

³ Os modelos de passeio aleatório podem ser representados pela seguinte equação: $y_t = \rho y_{t-1} + u_t$; onde u_t representa o termo de erro aleatório com média e variância constantes e serialmente não auto-correlacionada.

turais de determinação da taxa de câmbio não são muito indicados para o estudo da taxa de câmbio, pode ser considerada muito pessimista.

Barnett e Kwag (2005) verificaram se o poder de previsão da taxa de câmbio pode ser aumentado caso as condições de equilíbrio do mercado monetário sejam consideradas de forma mais precisa e compararam modelos estruturais com melhor especificação do equilíbrio monetário aos modelos de passeio aleatório. Para tanto, utilizaram a taxa de câmbio americana (em relação à libra esterlina) com periodicidade trimestral para o período de 1977 até 2002, estimando os modelos através de vetores de correção de erros (VEC). A conclusão encontrada pelos autores é que uma maior precisão na especificação do equilíbrio do mercado monetário gera modelos monetários de determinação da taxa de câmbio com maior poder de previsão quando comparados com modelos de passeio aleatório.

Rossi (1996) estuda a determinação da taxa de câmbio para o Brasil, discutindo apenas a abordagem monetária e utilizando dados mensais no período compreendido entre janeiro de 1980 até junho de 1994, através da técnica de co-integração. O modelo de equilíbrio de portfólio não foi estudado pelo autor, pois, segundo o mesmo, não é de fácil aplicabilidade empírica. Um dos resultados encontrados por Rossi (1996) foi que as diversas versões da abordagem monetária da determinação da taxa de câmbio não permitiram detectar a superioridade, em termos da verificação empírica, de qualquer versão sobre as demais.

Braga (2003) apresenta algumas teorias de determinação da taxa de câmbio real no longo prazo, entre elas, a abordagem monetária, representada pela teoria da paridade de poder de compra. A verificação da PPC para o Brasil, no período de 1964 a 2000, é feita através de testes de estacionariedade (de Dickey-Fuller e de Phillip-Perron) da taxa de câmbio real. Os testes rejeitaram a hipótese de estacionariedade da taxa de câmbio para a estimativa do câmbio real, sendo um indicativo de que a paridade de poder de compra relativa não é válida para a economia brasileira.

Marçal, Pereira e Canuto (2003) testam a validade empírica da PPC e da Paridade Descoberta de Juros para a economia brasileira com dados trimestrais entre o período de 1980 a 1994, utilizando a análise de

co-integração na metodologia de Johansen. Os resultados apresentados mostram que, quando testada isoladamente, a PPC (em sua versão absoluta) não é válida. Entretanto, quando combinados a PPC com paridade da taxa de juros, os resultados tornam-se mais favoráveis.

Assim, nota-se que é possível estudar diferentes teorias relacionadas à determinação da taxa de câmbio em períodos de tempo distintos e base de dados de fontes variadas. Observa-se também que é possível utilizar metodologias econométricas distintas de acordo com os objetivos a serem alcançados em cada trabalho. A questão da determinação da taxa de câmbio no Brasil, quando avaliada empiricamente por meio de metodologias de séries temporais, perpassa os estudos da dinâmica da trajetória da taxa de câmbio, que, neste artigo, será realizado no período Pós-Plano Real. Assim, a abordagem monetária de determinação da taxa de câmbio, representada pelos modelos de preços flexíveis e de preços rígidos, deverá ser testada para a economia brasileira.

O objetivo geral deste artigo é estudar o comportamento da taxa de câmbio no Brasil, analisando sua determinação e dinâmica no período Pós-Plano Real. Como objetivos específicos, têm-se: (i) apresentar a abordagem monetária de determinação da taxa de câmbio, tanto com preços flexíveis quanto com preços rígidos; e (ii) estimar os modelos monetários através de técnicas de séries temporais, analisando os resultados empíricos para o Brasil.

2 DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO

2.1 Determinação da taxa de câmbio na abordagem monetária

As condições que caracterizam o equilíbrio do mercado monetário, o equilíbrio do mercado de títulos e o produto de equilíbrio compõem o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio. Assim, este modelo é construído sobre três alicerces fundamentais: (i) o equilíbrio do mercado monetário baseado na demanda transacional por moeda; (ii) a condição da paridade não-coberta de juros e; (iii) as condições que caracterizam o produto de equilíbrio, sendo o equilíbrio postulado sob as hipóteses de preços flexíveis ou preços rígidos (MACDONALD; TAYLOR, 1992; FRANKEL; ROSE, 1994; VITEK, 2005).

O estudo da abordagem monetária tem início com a análise dos determinantes do equilíbrio do mercado monetário, condição imprescindível para se determinar a taxa de câmbio através desta abordagem. De acordo com Frankel (1979), MacDonald e Taylor (1992) e Frankel e Rose (1994), o equilíbrio deste mercado pode ser representado pela seguinte equação:

$$M_t/P_t = Y_t^\phi e^{-\eta i_t}$$

Com M_t representando a oferta de moeda, P_t o nível de preços, Y_t o produto real e i_t a taxa de juros nominal. Esta equação é conhecida como equação do tipo Cagan (BLANCHARD; FISCHER, 1989; ROMER, 2001). Aplicando logaritmo, obtém-se:

$$m_t - p_t = \phi y_t - \eta i_t \quad (1)$$

Onde as variáveis em letra minúscula representam o logaritmo das correspondentes variáveis. A Equação (1) indica que a oferta de moeda é igual à demanda por moeda. Considerando o equilíbrio do mercado monetário estrangeiro dado por:

$$m_t^* - p_t^* = \phi y_t^* - \eta i_t^* \quad (2)$$

Com os asteriscos indicando a contrapartida estrangeira das variáveis. Tem-se que o parâmetro ϕ , que se encontra entre $0 < \phi \leq 1$, representa a elasticidade-renda da demanda real por moeda. O parâmetro $\eta > 0$ indica o impacto da taxa nominal de juros sobre a demanda real por moeda. De acordo com Frankel e Rose (1994) e Taylor (1995), assume-se, por motivo de simplificação, que ϕ e η são iguais nos países doméstico e estrangeiro. Combinando as Equações (1) e (2), tem-se:

$$(m_t - p_t) - (m_t^* - p_t^*) = \phi(y_t - y_t^*) - \eta(i_t - i_t^*) \quad (3)$$

Assim, a demanda relativa real por moeda cresce à medida que o diferencial do produto real aumenta e decresce à medida que o diferencial da taxa de juros nominal cresce.

Incluindo a hipótese de que os títulos domésticos e os títulos estrangeiros são substitutos perfeitos, tem-se que a condição da paridade não-coberta de juros caracteriza o equilíbrio no mercado de títulos, o segundo alicerce da abordagem monetária de determinação da taxa de câmbio. A condição da paridade não-coberta de juros, de acordo com Romer (2001), pode ser representada pela seguinte equação:

$$i_t - i_t^* = E_t(\Delta s_{t+1}) \quad (4)$$

Onde $E_t(\Delta s_{t+1}) = E_t s_{t+1} - s_t$, sendo que s_t representa o logaritmo da taxa de câmbio nominal. A condição da paridade não-coberta de juros (Equação 4) em conjunto com a demanda relativa real por moeda (Equação 3), após uma simples manipulação algébrica, fornece:

$$s_t = \frac{1}{\eta} \left[(m_t - p_t) - (m_t^* - p_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) \right] + E_t(\mathbf{s}_{t+1})$$

A intuição apresentada pela Equação (5) é a de que a moeda doméstica deprecia em resposta a um aumento no diferencial da oferta real de moeda doméstica em relação à estrangeira, ou seja, um aumento na oferta real de moeda doméstica, mantendo a oferta real de moeda estrangeira inalterada, levaria a um excesso de oferta de moeda local no mercado cambial, depreciando o câmbio. Já em resposta a um aumento no diferencial do produto real (PIB doméstico aumenta em relação ao estrangeiro) tem-se que a taxa de câmbio aprecia. O aumento do PIB doméstico leva a um aumento da demanda transacional por moeda, o que, dada a oferta monetária e respeitando a condição de equilíbrio do mercado monetário, levará a uma elevação da taxa de juros doméstica. Esta elevação fará com que, via condição de paridade não-coberta de juros (Equação 4), a taxa de câmbio aprecie, uma vez que maiores taxas de juros atrairão capitais externos em busca de títulos domésticos mais rentáveis.

A Equação (5) mostra também que o valor esperado futuro da taxa nominal de câmbio é um dos determinantes da taxa de câmbio nominal corrente. De acordo com a Equação (4), com um aumento da depreciação esperada da taxa de câmbio, os títulos domésticos tornam-se menos atraentes, uma vez que por estarem denominados em moeda doméstica, precisariam ser convertidos em moeda estrangeira. Tal troca iria se tornar mais dispendiosa fazendo com que os investidores passassem a preferir títulos estrangeiros (denominados em moeda estrangeira), diminuindo a quantidade de moeda estrangeira dentro do país e, dessa forma, levando a uma depreciação cambial.

A Equação (5) representa o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio em sua forma mais geral, obtida através das hipóteses de equilíbrio no mercado monetário e no mercado de títulos. A terceira hipótese da abordagem monetária é introduzida na Equação (5), permitindo que se considerem os preços como sendo flexíveis ou rígidos, dando origem às duas ramificações da abordagem monetária, sendo a primeira denominada “modelo monetário com preços flexíveis” e a segunda “modelo monetário com preços rígidos”.

2.2 O Modelo Monetário com Preços Flexíveis

O modelo monetário com preços flexíveis se embasa nas hipóteses de paridade do poder de compra e da existência de funções de demanda por moeda doméstica e estrangeira sujeitas a pequenas flutuações (MACDONALD; TAYLOR, 1992). Este modelo assume preços flexíveis de modo que, na ausência de custos de transporte e de outras distorções, a condição da paridade do poder de compra é obedecida (FRANKEL; ROSE, 1994). É necessário levar em consideração também a teoria quantitativa da moeda, que diz que o nível de preço varia diretamente de acordo com a quantidade de moeda em circulação (DORNBUSCH, 1985). Assim,

$$P = \left(\bar{V} / \bar{Y} \right) M \quad (6)$$

Onde P indica o nível de preços, \bar{V} representa a velocidade de circulação da moeda, \bar{Y} indica o nível de produção corrente e M representa a quantidade de moeda em circulação.

Para determinar o valor da taxa de câmbio nominal e seu comportamento a longo prazo, considera-se também a teoria da paridade do poder de compra, que afirma que, ao longo de qualquer período de tempo, mudanças da taxa de câmbio são determinadas por mudanças nos níveis de preços relativos entre dois países (DORNBUSCH, 1985). Ou seja, a taxa de câmbio deve se ajustar de forma a equalizar os níveis de preços entre dois países, devido à arbitragem realizada pelas forças de mercado (LAFRANCE e SCHEMBRI, 2002). A condição de paridade do poder de compra das moedas é:

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (8)$$

Onde s_t é o logaritmo da taxa nominal de câmbio, p_t e p_t^* são os logaritmos dos níveis de preços doméstico e externo, respectivamente.

A principal previsão da PPC é o fato de que a taxa de câmbio real não se altera de maneira permanente, pois uma mudança nos preços será compensada por uma mudança proporcional na taxa nominal de câmbio, para que a PPC seja mantida, e, conseqüentemente, o câmbio real permanecerá constante. Ao considerar-se tal expressão em sua forma logaritma, tem-se:

$$q_t = s_t - p_t + p_t^* = 0 \quad (9)$$

Para encontrar a equação que representa o modelo monetário com preços flexíveis, basta combinar as Equações (3) e (8), assim:

$$s_t = (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \eta(i_t - i_t^*) \triangleright (10)$$

A Equação (10) representa o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio com preços flexíveis que assume a hipótese da condição da paridade do poder de compra (MACDONALD e TAYLOR, 1992; FRANKEL e ROSE, 1994).

Um aumento na oferta nominal de moeda (m) é refletido de forma imediata sobre os preços (p), devido a sua flexibilidade e à teoria quan-

titativa da moeda, assim a oferta real ($m - p$) não se altera, pois a elevação de m é compensada por uma elevação na mesma proporção do nível de preços, mantendo o equilíbrio no mercado monetário. Intuitivamente, se a quantidade de moeda da economia aumentar sem que se aumente a produção, os preços aumentarão, levando via PPC, a uma depreciação cambial.

Um aumento no diferencial a favor da renda doméstica implica em um aumento na demanda transacional por moeda. Para manter o equilíbrio do mercado monetário, os preços, por serem considerados totalmente flexíveis, diminuem na mesma proporção que o aumento da renda. Isto acontece porque a produção aumentou sem que houvesse um aumento na quantidade de moeda. Com a diminuição dos preços e levando em consideração a PPC, ocorre uma apreciação na taxa de câmbio.

A resposta da taxa de câmbio a mudanças no diferencial da taxa de juros é exatamente inversa à resposta da taxa de câmbio a mudanças no diferencial da renda (MACDONALD e TAYLOR, 1992). Uma elevação no diferencial da taxa de juros implica em uma diminuição da demanda especulativa por moeda, uma vez que o custo de oportunidade de manter moeda se elevará. Assim, com uma menor quantidade de moeda em circulação e uma mesma quantidade de produto, os preços se elevarão, depreciando o câmbio.

O modelo monetário com preços flexíveis – Equação (10) – representa a estrutura básica da abordagem monetária, porém, pelo fato da PPC não ser válida no curto prazo, uma vez que eventos macroeconômicos de curto prazo podem causar flutuações na taxa de câmbio real ao longo do tempo (FRANKEL e ROSE, 1994), outros modelos foram formulados, relaxando e modificando algumas hipóteses da estrutura inicial da abordagem monetária com preços flexíveis, como por exemplo, o modelo monetário com preços rígidos.

2.3 O modelo monetário com preços rígidos

Uma importante hipótese do modelo monetário com preços flexíveis é que a condição da paridade do poder de compra é contínua ao longo do tempo. Obedecendo tal hipótese, a taxa de câmbio real não se altera de maneira permanente, por definição. Porém, observa-se que a taxa de

câmbio real, de fato, flutua, provocando mudanças na competitividade dos países no cenário internacional (MACDONALD; TAYLOR, 1992).

Com o intuito de considerar a flutuação da taxa real de câmbio dentro da abordagem monetária, surgiu a segunda geração do modelo monetário, iniciada por Dornbusch (1976) e representada pelo modelo com preços rígidos. O modelo de Dornbusch (1976) permite a rigidez de preços no curto prazo e a ultrapassagem cambial (*overshooting*) em relação aos níveis de equilíbrio de longo prazo previstos pela PPC. De fato, a ultrapassagem da taxa de câmbio é uma consequência do ajustamento lento do nível de preços no curto prazo, da condição de paridade de juros e das condições de equilíbrio do mercado monetário. O processo de ultrapassagem da taxa de câmbio é descrito a seguir.

Um aumento não-antecipado da oferta nominal de moeda (m), com o nível de preços (p) rígido no curto prazo, elevará a oferta real de moeda ($m - p$), sendo necessário uma elevação da demanda real por moeda para manter o equilíbrio do mercado monetário. Com a hipótese adicional de que o produto também é rígido no curto prazo, será necessária uma redução da taxa de juros de forma a incentivar a demanda por moeda, equilibrando o mercado monetário. Mantidas as duas primeiras hipóteses⁴ fundamentais da abordagem monetária, com a taxa de juros doméstica mais baixa, os fluxos de investimentos estrangeiros para o país doméstico diminuirão, depreciando o câmbio nominal. No entanto, como o nível de preços doméstico não se move instantaneamente em resposta a distúrbios monetários não antecipados, ocorre a ultrapassagem da taxa de câmbio em relação ao seu nível de longo prazo (FRENKEL e RODRIGUEZ, 1982; PAPELL, 1983; ROGOFF, 2001), ou seja:

$$S > P/P^* \quad (11)$$

Considerando a paridade descoberta de juros, a redução dos juros domésticos será compensada por uma apreciação esperada da taxa

⁴(i) equilíbrio do mercado monetário e (ii) a condição da paridade não-coberta de juros.

de câmbio, equilibrando o mercado de títulos. Esta apreciação esperada da taxa de câmbio é aparentemente paradoxal, uma vez que o impacto de longo prazo de uma elevação da oferta da moeda leva a uma depreciação proporcional na taxa nominal de câmbio (ROGOFF, 2001). Entretanto, a depreciação inicial da taxa de câmbio, acima do nível de depreciação de longo prazo⁵, permite que exista uma apreciação cambial que fará com que os mercados monetário e de títulos se equilibrem simultaneamente (DORNBUSCH, 1976). A apreciação ocorre à medida que o nível de preços aumenta ao longo do tempo, o que ocasionará uma redução do estoque real de moeda. Assim, será necessário desestimular a demanda monetária, elevando a taxa de juros, que, por sua vez, favorecerá a entrada de recursos estrangeiros no país, levando a uma apreciação cambial.

Para representar o modelo de determinação da taxa de câmbio com rigidez de preços no curto prazo, admita, primeiramente, que a demanda agregada é função do produto de equilíbrio de longo prazo (\bar{y}), da taxa de câmbio nominal (s), dos níveis de preço doméstico (p) e estrangeiro (p^*) e da taxa de câmbio real de longo prazo (\bar{q}), com δ representando um parâmetro positivo (ROGOFF, 2001).

$$y_t = \bar{y}_t + \delta(s_t + p^* - p_t - \bar{q}) \quad (12)$$

Dado que a taxa real de câmbio é igual a $q_t = s_t - p_t + p^*$, a demanda agregada pode ser representada por $y_t = \bar{y}_t + \delta(q_t - \bar{q})$, ou em termos de desvios:

$$y_t - \bar{y}_t = \delta(q_t - \bar{q}) \quad (13)$$

Como ajustes instantâneos no nível de preços domésticos no modelo monetário com preços rígidos não são possíveis, de forma a equilibrar a demanda e a oferta agregada, o produto pode apresentar desvios em re-

⁵ Ultrapassagem da taxa de câmbio.

lação ao seu nível de longo prazo. A Equação (13) mostra que o desvio do produto em relação a seu nível de longo prazo é uma função crescente do desvio da taxa de câmbio real em relação ao seu nível de equilíbrio.

A inflação é o segundo ponto a ser observado para encontrar a equação que representa o modelo monetário com preços rígidos, ela é considerada como sendo uma função crescente dos desvios do produto em relação ao seu nível de longo prazo (Equação 14) (FRANKEL e ROSE, 1994). Um excesso de oferta agregada implicará em uma pressão sobre os preços, de forma a restabelecer o equilíbrio entre a demanda e a oferta agregada⁶. Deve-se notar que o efeito do desvio do produto sobre o nível de preços não se faz sentir no mesmo momento, devido à rigidez dos preços no curto prazo. Desvios do produto no passado ocasionam mudanças de preços no presente:

$$\Delta p_t - \Delta \tilde{p}_t = \psi (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) \quad (14)$$

Onde $\tilde{p}_t \equiv s_t + p_t^* - \bar{q}$ representa o logaritmo do nível de preços que deveria prevalecer quando o produto atinge o seu nível de longo prazo e ψ representa um parâmetro positivo. Pelo fato do \bar{q} não variar por definição, tem-se que $\Delta \tilde{p}_t = \Delta s_t + \Delta p_t^*$, enquanto que $\Delta p_t = \Delta s_t + \Delta p_t^* - \Delta q_t$. Rearranjando estas duas equações de forma a isolar a variação da taxa de câmbio nominal, obtém-se:

$$\Delta s_t = \Delta \tilde{p}_t - \Delta p_t^* \quad (15a)$$

$$\Delta s_t = \Delta p_t - \Delta p_t^* + \Delta q_t \quad (15b)$$

⁶ Esse processo pode ser interpretado da seguinte forma: se os produtores desejarem aumentar sua produção, será necessário contratar mais trabalhadores, o que reduzirá o desemprego. Dessa forma, os trabalhadores passarão a exigir maiores salários, que implicarão o aumento dos custos de produção. O nível de preços, por sua vez, se elevará à medida que os produtores repassarem o aumento dos custos para os preços de seus produtos.

Pode-se observar que, quando o produto encontra-se em seu nível de longo prazo (Equação 15a), a variação da taxa de câmbio depende unicamente da variação dos níveis de preço doméstico e estrangeiro. Porém, se o produto não estiver em seu nível de longo prazo, a variação da taxa de câmbio dependerá, além das variações nos preços internos e externos, da variação da taxa real de câmbio.

Defasando em um período a Equação (13), que representa a relação de demanda agregada, tem-se $y_{t-1} - \bar{y}_{t-1} = \delta(q_{t-1} - \bar{q})$ e substituindo esse resultado na Equação (14), que representa a relação de oferta agregada, tem-se que $\Delta p_t - \Delta \tilde{p}_t = \psi \delta(q_{t-1} - \bar{q})$. Substituindo os valores de Δp_t e $\Delta \tilde{p}_t$ na expressão anterior, obtém-se:

$$\Delta q_t = -\psi \delta(q_{t-1} - \bar{q}) \quad (16)$$

A intuição por trás da Equação (16) é bastante simples, indicando que, se a taxa de câmbio real convergir para seu nível de longo prazo (\bar{q}), as variações da taxa real de câmbio no presente (Δq_t) serão inversamente proporcionais aos desvios da taxa real de câmbio no período passado, q_{t-1} , em relação ao seu nível de equilíbrio de longo prazo, \bar{q} ⁷ (FRANKEL; ROSE, 1994). Isto ocorre da seguinte forma: um aumento no desvio da taxa real de câmbio no período $t - 1$ em relação a sua taxa de equilíbrio no longo prazo conduz, via demanda agregada (Equação 13), a um aumento do desvio do produto no período $t - 1$ em relação ao seu nível de equilíbrio. Este aumento leva, via oferta agregada (Equação 14), a um aumento da variação do nível de preços no período t , fazendo com que os produtos domésticos se tornem mais caros em relação aos estrangeiros, o que implica uma apreciação da taxa real de câmbio.

⁷ Por exemplo, se a taxa de câmbio em $t-1$ estiver acima da taxa de longo-prazo, $q_{t-1} > \bar{q}$, e a mesma tender para o equilíbrio, a variação no tempo t , representada por $\Delta q_t = q_t - q_{t-1}$, será negativa.

Reunindo a demanda relativa real por moeda (Equação 3)

com a expressão $\Delta p_t = \Delta s_t + \Delta p_t^* - \Delta q_t$, tem-se:

$$\Delta s_t = (\Delta m_t - \Delta m_t^*) - \phi(\Delta y_t - \Delta y_t^*) + \eta(\Delta i_t - \Delta i_t^*) + \lambda \Delta q_t$$

A Equação (17) representa o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio com preços rígidos. A relação da variação do diferencial da oferta de moeda doméstica em relação à estrangeira com a variação da taxa nominal de câmbio é explicada pelo *overshooting*, assim um aumento não antecipado na oferta de moeda faz com que o câmbio, no primeiro momento, ultrapasse seu nível de longo prazo, e em um segundo momento aprecie convergindo para o equilíbrio.

Um aumento da variação do diferencial da renda doméstica em relação à renda estrangeira, considerando preços rígidos no curto prazo, implicará um aumento na demanda transacional por moeda. Para manter o equilíbrio do mercado monetário, a taxa de juros nominal aumentará e, por sua vez, atrairá recursos externos para o país doméstico, apreciando a taxa de câmbio e equilibrando o mercado de títulos.

Um aumento da variação do diferencial da taxa de juros atrai investimentos externos para o país, causando uma apreciação da moeda doméstica. Assim, no modelo de preços rígidos, tem-se uma relação negativa entre a taxa de câmbio e a variação do diferencial da taxa de juros explicada pela paridade não coberta de juros (FRANKEL, 1979).

Um aumento na variação da taxa real de câmbio eleva a demanda por bens domésticos, pois estes se tornam mais baratos em relação aos bens estrangeiros. Devido à rigidez dos preços no curto prazo, o aumento da demanda por bens domésticos eleva o nível de preços somente no período seguinte. À medida que o nível de preço doméstico aumenta, em relação ao nível de preço estrangeiro, a demanda pelos bens domésticos diminuirá e a demanda por bens estrangeiros aumentará, o que ocasionará uma elevação da demanda por moeda estrangeira, depreciando a taxa de câmbio nominal.

O modelo monetário de preços rígidos se iguala ao modelo monetário com preços flexíveis se $\delta = 0$ ou $\psi = 0$, pois a taxa de câmbio real não variaria ao longo do tempo (Equação 16). Porém, se $\delta > 0$

e $\psi > 0$, poderá haver desvios de curto prazo em relação à paridade do poder de compra relativo⁸.

Por assumir a hipótese da PPC e por esta ser considerada uma relação de longo-prazo (TAYLOR, 1995; ROSSI, 1996), o modelo monetário com preços flexíveis pode ser analisado como um modelo de longo prazo, logo, é construído a partir de variáveis em nível, como indicado pela Equação (10). Enquanto que o modelo com preços rígidos, por assumir rigidez de preços no curto prazo, pode ser considerado um modelo de curto prazo, podendo ser construído a partir de variáveis em primeira diferença, como indicado pela Equação (17).

As mudanças de longo prazo no nível de uma série temporal são representadas por uma tendência (MAKRIDAKIS, WHEELWRIGHT e HYNDMAN, 1997). Como a utilização das variáveis em primeira diferença retira a tendência de longo prazo das mesmas (MORRETTIN e TOLOI, 2006), a análise do modelo de determinação da taxa de câmbio com preços rígidos, ao contrário do modelo com preços flexíveis, passa a ser de curto prazo.

Para o estudo da determinação da taxa de câmbio, tanto com preços flexíveis quanto com preços rígidos, serão estimados vetores de co-integração, o que permitirá analisar como cada variável que constitui o modelo monetário determina a taxa de câmbio, ou seja, verificar se o diferencial da oferta de moeda, do produto e da taxa de juros em relação as suas contrapartidas estrangeiras e à taxa de câmbio real impactam positivamente ou negativamente sobre a taxa de câmbio nominal. O resultado das estimações de co-integração também é utilizado para verificar se existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis que compõem estes modelos. Tal informação será implementada nas estimações de vetores auto-regressivos com o objetivo de analisar as inter-relações dinâmicas da taxa de câmbio com as variáveis que a determinam.

⁸ A PPC relativa afirma que a mudança percentual na taxa de câmbio entre as moedas de dois países é igual à diferença entre as mudanças percentuais entre seus níveis de preço. Dessa forma, a PPC absoluta trata as variáveis em nível, a PPC relativa trata as variáveis em termos de variação percentual.

3 METODOLOGIA DA PESQUISA

3.1 Auto-regressão vetorial (VAR)

Na literatura econômica, muitos autores, tais como: Sarno, Valente e Wohar (2003), Engel e West (2004), e Altavilla e De Grauwe (2006), utilizam os modelos VAR para realizarem estudos empíricos sobre a taxa de câmbio. Como exemplo, pode-se citar Branson (1983), que observa que a auto-regressão vetorial é uma técnica útil para a realização do estudo das relações entre a taxa de câmbio e as variáveis que a determinam, entre elas: moeda, taxa de juros, produção industrial.

Por proporcionar uma análise de como os choques exógenos em uma variável afetam, de forma dinâmica, uma outra variável, o modelo de auto-regressão vetorial (VAR) mostra-se o mais adequado para o estudo empírico da dinâmica da taxa de câmbio proposto por esta pesquisa. Por exemplo, através do VAR, pode-se observar o comportamento da taxa de câmbio em resposta a choques em variáveis como estoque de moeda, taxa de juros, renda e câmbio real, simultaneamente e contemporaneamente.

Segundo Enders (2004), o modelo econométrico VAR é útil para analisar as inter-relações entre múltiplas séries temporais, partindo do pressuposto de que todas as variáveis são determinadas dentro de um sistema de equações (variáveis determinadas endogenamente).

As variáveis que compõem os modelos monetários, tanto com preços flexíveis quanto com preços rígidos, possuem inter-relações entre si. Como por exemplo, a oferta de moeda é função da taxa de juros e da renda; a renda é influenciada pela taxa de juros; o câmbio real é diretamente relacionado com o produto, dentre outras relações. Assim, como o VAR trata todas as variáveis de forma simétrica, este método reforça mais uma vez a sua adequação para a estimação destes modelos.

Para atingir os objetivos da pesquisa, além da estimação do VAR, optou-se pela análise do estudo do comportamento da taxa de câmbio envolvendo a verificação das inter-relações dinâmicas entre esta taxa e as variáveis que a determinam. A representação do VAR, através do vetor de média móvel (VMA)⁹, permite que se obtenha as funções de impulso-resposta, e assim, se analise o comportamento dinâmico das variáveis.

⁹ A transformação do VAR para o VMA encontra-se em Enders (2004).

3.2 Procedimentos econométricos

Antes da aplicação da metodologia VAR, é necessário realizar alguns procedimentos de séries temporais fundamentais para a estimação do modelo, tais como, a verificação da estacionariedade das séries e o teste de co-integração.

3.2.1 Teste de raiz unitária

O primeiro procedimento envolvido no estudo de séries temporais é a verificação da estacionariedade das séries, ou seja, se esta apresenta média e variância constantes e covariância entre dois períodos de tempo dependente apenas da distância entre estes períodos (ENDERS, 2004).

Quando a série temporal é estacionária (sem tendência), os choques dados nesta série são necessariamente temporários, fazendo com que a série retorne para seu nível de longo prazo. Porém, quando a série é não-estacionária (possuindo tendência estocástica ou determinística), os efeitos dos choques são permanentes e, no longo prazo, tem-se a possibilidade de não-convergência da série (ENDERS, 2004).

O teste de Dickey-Fuller testa a hipótese nula de que existe uma raiz unitária em y , ou seja, testa se a_1 (da equação $y_t = a_1 y_{t-1} + u_t$) é igual a 1. Se a hipótese nula for rejeitada, então tem-se que a série temporal é estacionária. Uma maneira alternativa de analisar tal teste é subtrair y_{t-1} de cada lado da equação, reescrevendo-a da seguinte forma: $\Delta y_t = (a_1 - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$. Igualando o termo $(a_1 - 1)$ a γ , tem-se: $\Delta y_t = (\gamma)y_{t-1} + \varepsilon_t$. Agora, a hipótese nula, de que existe raiz unitária, é $\gamma = 0$. Comparando a estatística t calculada com a estatística τ de Dickey-Fuller, pode-se determinar se a hipótese nula deve ser aceita ou rejeitada.

3.2.2. Teste de co-integração

A co-integração mostra que é possível que se tenha uma combinação linear de variáveis integradas que seja estacionária. (ENDERS, 2004). A verificação da presença de co-integração entre as variáveis é a segunda observação importante a ser considerada neste estudo de séries

temporais. Se as séries utilizadas para determinação da taxa de câmbio forem ditas co-integradas, então apresentarão uma relação de equilíbrio de longo-prazo.

A existência desta relação de equilíbrio de longo-prazo entre as variáveis mostra que estas não podem ter uma trajetória independente uma da outra. Por isso, deve-se incluir esta informação na estimação do VAR, para que o modelo possa ser submetido à correção de erros (VEC). Dessa forma, o teste de co-integração é fundamental para a escolha entre os modelos VAR ou VEC.

Através da metodologia de Johansen e Juselius, para que exista co-integração, é necessário que em um conjunto de variáveis não-estacionárias ao menos duas destas sejam integradas de ordem 1 (HANSEN; JUSELIUS, 1994). Para a verificação prática da existência de co-integração, através dessa metodologia, é preciso interpretar as seguintes estatísticas de testes:

$$\lambda_{\text{traço}}(\mathbf{r}) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{\text{max}}(\mathbf{r}, \mathbf{r} + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

Onde $\hat{\lambda}_i$ são os valores estimados das raízes características (autovalores) obtidos da matriz estimada de coeficientes e T é o número de observações utilizáveis.

A primeira estatística, $\lambda_{\text{traço}}(\mathbf{r})$, testa a hipótese nula de que o número de vetores de co-integração distintos é menor ou igual a r contra uma hipótese alternativa geral (ENDERS, 2004). A segunda estatística, $\lambda_{\text{max}}(\mathbf{r}, \mathbf{r} + 1)$, testa a hipótese nula de que o número de vetores cointegrantes é r contra a hipótese alternativa de que existem r + 1 vetores de co-integração (ENDERS, 2004).

3.3. Especificação econométrica dos modelos

O estudo das abordagens de determinação da taxa de câmbio (base teórico-econômica), em conjunto com os procedimentos

de séries temporais apresentados (base teórico-econométrica), permite a realização e a análise das estimações para o estudo empírico da determinação da taxa de câmbio no Brasil, proposto por esta pesquisa.

Como já discutido no Capítulo 1, a abordagem monetária possui duas formulações principais para a determinação da taxa de câmbio. Na primeira, denominada de modelo monetário com preços flexíveis, representada pela Equação (10), a taxa de câmbio é determinada pela diferença entre a oferta de moeda doméstica e a oferta de moeda estrangeira, pela diferença entre a taxa de juros doméstica e a estrangeira e pela diferença do produto doméstico e do produto estrangeiro. Assim, o sistema VAR a ser estimado, baseado neste modelo, é especificado da seguinte forma:

Modelo 1 – Abordagem Monetária com Preços Flexíveis

$$s_t = f\left[\underbrace{(m_t - m_t^*)}_{\hat{m}_t}, \underbrace{(y_t - y_t^*)}_{\hat{y}_t}, \underbrace{(i_t - i_t^*)}_{\hat{i}_t}\right]$$

$$\begin{aligned} \Delta s_t &= b_{10} + b_{11}\Delta\hat{m}_{t-1} + b_{12}\Delta\hat{y}_{t-1} + b_{13}\Delta\hat{i}_{t-1} + b_{14}\Delta q_{t-1} + b_{15}\Delta s_{t-k} + \gamma_{11}D + \varepsilon_{\Delta s} \\ \Delta\hat{m}_t &= b_{20} + b_{21}\Delta\hat{m}_{t-k} + b_{22}\Delta\hat{y}_{t-1} + b_{23}\Delta\hat{i}_{t-1} + b_{24}\Delta q_{t-1} + b_{25}\Delta s_{t-1} + \gamma_{21}D + \varepsilon_{\Delta\hat{m}} \\ \Delta\hat{y}_t &= b_{30} + b_{31}\Delta\hat{m}_{t-1} + b_{32}\Delta\hat{y}_{t-k} + b_{33}\Delta\hat{i}_{t-1} + b_{34}\Delta q_{t-1} + b_{35}\Delta s_{t-1} + \gamma_{31}D + \varepsilon_{\Delta\hat{y}} \\ \Delta\hat{i}_t &= b_{40} + b_{41}\Delta\hat{m}_{t-1} + b_{42}\Delta\hat{y}_{t-1} + b_{43}\Delta\hat{i}_{t-k} + b_{44}\Delta q_{t-1} + b_{45}\Delta s_{t-1} + \gamma_{41}D + \varepsilon_{\Delta\hat{i}} \\ \Delta q_t &= b_{50} + b_{51}\Delta\hat{m}_{t-1} + b_{52}\Delta\hat{y}_{t-1} + b_{53}\Delta\hat{i}_{t-1} + b_{54}\Delta q_{t-k} + b_{55}\Delta s_{t-1} + \gamma_{41}D + \varepsilon_{\Delta q} \end{aligned} \quad (30)$$

com: $k = 1, 2, 3, \dots, p$ e $i = 0, 1, 2, \dots, p$. Onde: s_t representa o logaritmo da taxa nominal de câmbio; \hat{m}_t representa o logaritmo da diferença entre a oferta de moeda doméstica e a oferta de moeda estrangeira; \hat{y}_t representa o logaritmo da diferença entre o produto doméstico e o estrangeiro e; \hat{i}_t representa a diferença entre as taxas de juros interna e externa. As variáveis ε_s , ε_m , ε_y e ε_i são erros do tipo ruído branco que representam choques relacionados a s_t , \hat{m}_t , \hat{y}_t , \hat{i}_t , respectiva-

mente. O vetor D é composto pelas variáveis *dummies* que assumem valores iguais a 0 para regime de câmbio fixo e iguais a 1 para regime de câmbio flutuante.

Na segunda formulação, denominada de modelo monetário com preços rígidos, representada pela Equação (17), a taxa de câmbio é determinada também pela taxa de câmbio real. O modelo VEC a ser estimado é representado por:

Modelo 2 – Abordagem Monetária com Preços Rígidos

$$\Delta s_t = f\left[\underbrace{(\Delta m_t - \Delta m_t^*)}_{\Delta \hat{m}_t}, \underbrace{(\Delta y_t - \Delta y_t^*)}_{\Delta \hat{y}_t}, \underbrace{(\Delta i_t - \Delta i_t^*)}_{\Delta \hat{i}_t}, \Delta q_t\right]$$

$$\begin{aligned} s_t &= b_{10} + b_{11}\hat{m}_{t-i} + b_{12}\hat{y}_{t-i} + b_{13}\hat{i}_{t-i} + b_{14}s_{t-k} + \gamma_{11}D + \varepsilon_s \\ \hat{m}_t &= b_{20} + b_{21}\hat{m}_{t-k} + b_{22}\hat{y}_{t-i} + b_{23}\hat{i}_{t-i} + b_{24}s_{t-i} + \gamma_{21}D + \varepsilon_{\hat{m}} \\ \hat{y}_t &= b_{30} + b_{31}\hat{m}_{t-i} + b_{32}\hat{y}_{t-k} + b_{33}\hat{i}_{t-i} + b_{34}s_{t-i} + \gamma_{31}D + \varepsilon_{\hat{y}} \\ \hat{i}_t &= b_{40} + b_{41}\hat{m}_{t-i} + b_{42}\hat{y}_{t-i} + b_{43}\hat{i}_{t-k} + b_{44}s_{t-i} + \gamma_{41}D + \varepsilon_{\hat{i}} \end{aligned}$$

com: $k = 1, 2, 3, \dots, p$ e $i = 0, 1, 2, \dots, p$ e $\hat{A}q_t$ representando o logaritmo da taxa real de câmbio.

3.4. Dados utilizados

Para a taxa de câmbio nominal, foi utilizado o câmbio comercial médio para venda (R\$/US\$), obtido junto ao Banco Central do Brasil, Seção Balanço de Pagamentos (BCB Boletim/BP), e para a taxa de câmbio real, utilizou-se a taxa de câmbio efetiva (calculada pelo IPCA), obtida junto ao Banco Central do Brasil.

Para a oferta de moeda nacional, foi utilizado o M1 média dessazonalizado (US\$ bilhões), divulgado pelo Banco Central do Brasil, Seção Moeda e Crédito (BCB Boletim/Moeda). Para a oferta de moeda estrangeira, utilizou-se o M1 norte-americano dessazonalizado (US\$ bilhões) fornecido pelo Federal Reserve Statistical Release.

Para a variável produto interno, utilizou-se como proxy a produção industrial do Brasil dessazonalizada (índice dezembro 2005=100) calculada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física (IBGE/PIM-PF). Já para o produto

estrangeiro, utilizou-se a produção industrial norte-americana dessazonalizada (índice dezembro 2005=100) obtida junto ao Fundo Monetário Internacional (International Financial Statistics).

A taxa de juros doméstica foi representada pela Taxa Overnight Selic (% a.m.) do Banco Central do Brasil, Seção Mercado financeiro e de capitais (BCB Boletim/Mercado Financeiro), enquanto que a taxa de juros estrangeira foi representada pela taxa dos fundos federais norte-americanos (% a.m.) fornecida pelo Fundo Monetário Internacional (FMI/IFS – Internacional).

Utilizou-se uma variável *dummy* para captar a mudança no regime cambial brasileiro, assumindo o valor 0 para representar o regime de câmbio fixo e o valor 1 para o regime de câmbio flexível.

Os dados utilizados, para o período entre agosto de 1994 e dezembro de 2005 (período Pós-Real), têm frequência mensal e foram transformados em logaritmos para o ajustamento do modelo, com exceção das taxas de juros.

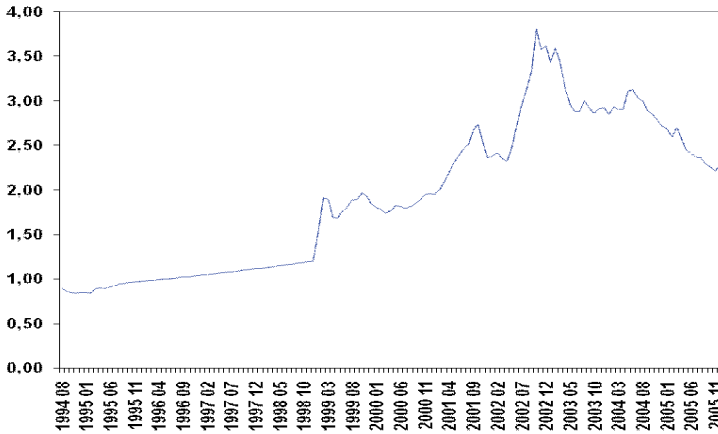
4 RESULTADOS

4.1. Análise das variáveis

O Gráfico 1 apresenta a trajetória temporal da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$). Nota-se que, até dezembro de 1998, o câmbio apresentou-se de forma mais estável, refletindo o regime cambial fixo adotado neste período. Porém, com o advento da crise cambial doméstica, o governo adotou em janeiro de 1999 um regime cambial flutuante, permitindo maiores flutuações da taxa de câmbio (ARAÚJO e SILVEIRA FILHO, 2002; GOLDFAJN e MINELLA, 2005).

O processo de mudança do regime cambial fixo para o regime flutuante deu-se em um cenário de crises internacionais (como a crise asiática em 1997 e a crise Russa em 1998), quando a entrada de capitais estrangeiros no Brasil reduziu-se drasticamente. Em adição à turbulência internacional, ainda em 1998, o Brasil sofreu um forte ataque especulativo contra o real, obrigando o Banco Central a utilizar suas reservas cambiais para tentar manter a taxa de câmbio fixa (dado que a entrada de capitais estrangeiros tinha sido reduzida). Em janeiro de 1999, o Banco Central anunciou a mudança do regime cambial.

GRÁFICO 1: Taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) - comercial - venda (dados mensais – 1994:8 a 2005:12)



Fonte: Banco Central do Brasil

A observação do Gráfico 1, que representa a trajetória da taxa nominal de câmbio, fornece uma primeira evidência de que esta série é não-estacionária, o que pode ser formalmente comprovado através do teste de Dickey-Fuller. Em adição ao estudo da variável taxa de câmbio nominal, foi realizado também o estudo formal da estacionariedade para as demais séries que compõem o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio.

Para a realização do estudo da estacionariedade, utilizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado na sua formulação com intercepto e tendência. A Tabela 1 apresenta os resultados dos testes para cada uma das séries que compõem as variáveis determinantes do câmbio: taxa de câmbio nominal, oferta de moeda doméstica, oferta de moeda estrangeira, produção industrial doméstica, produção industrial estrangeira, taxa de juros interna, taxa de juros externa e taxa de câmbio real. A escolha do número ótimo de defasagens foi feito com base no critério de Schwarz¹⁰ (SBC), pois este se apresentou mais parcimonioso do que o critério Akaike (AIC).

¹⁰ De fato, conforme observa Enders (2004), o critério de Schwarz (SBC) seleciona modelos mais parcimoniosos do que o critério de Akaike (AIC).

Assim, concluiu-se que, para a análise em nível, todas as séries apresentam raiz unitária, ou seja, são não-estacionárias, enquanto que, na análise em primeira diferença, as séries mostram-se estacionárias (com resíduos apresentando erro do tipo ruído-branco, pelo critério Ljung-Box-Pierce).

TABELA 1: Teste de verificação da estacionariedade das séries (dados mensais – 1994:8 a 2005:12)

Séries	Em nível		Em primeira diferença	
	Defasagens	Teste ADF	Defasagens	Teste ADF
taxa de câmbio nominal	2	-0,75745	1	-8,09429
M1 (Brasil)	1	-1,77476	1	-8,16298
M1 (EUA)	0	-1,73510	0	-12,84876
produção industrial (Brasil)	0	-3,30930	0	-13,71814
produção industrial (EUA)	1	-1,56598	0	-17,86643
taxa de juros (Brasil)	0	-3,21809	0	-12,16421
taxa de juros (EUA)	2	-1,82087	0	-5,77009
taxa de câmbio real	2	-1,56952	1	-8,12219

Fonte: Cálculo próprio.

Nota: Teste Dickey-Fuller Aumentado (com intercepto e tendência) e número de defasagens escolhido pelo critério SBC

Observação: valor crítico a 5% da estatística $\tau = -3,41000$ (com intercepto e com tendência).

As variáveis que representam o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio, tais como taxa de câmbio nominal (s), diferencial da oferta de moeda doméstica em relação à oferta de moeda estrangeira (\hat{m}), diferencial do produto doméstico em relação ao estrangeiro (\hat{y}), diferencial da taxa de juros doméstica em relação à estrangeira (\hat{i}) e taxa de câmbio real (q), são construídas com

base nas variáveis descritas na Tabela 1. Dessa forma, ao estudar-se a questão da estacionariedade destas, será possível identificar a fonte da possível não-estacionariedade das séries compostas (\hat{m} , \hat{y} , \hat{i}), por exemplo: se \hat{m} não apresentar estacionariedade e os testes indicarem que M1(Brasil) é estacionária enquanto que M1 (EUA) não é, então a fonte da não estacionariedade da série composta \hat{m} poderá ser originada do M1 (EUA).

As variáveis compostas são as utilizadas na modelagem do VAR, portanto, também é necessário realizar o estudo da estacionariedade para estas séries. Assim, se a série composta for considerada estacionária, choques exógenos terão efeitos transitórios e se forem consideradas não-estacionárias, os choques terão efeitos permanentes.

A Tabela 2 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária para cada série composta tanto em nível quanto em primeira diferença. Foi verificado, através do teste de Ljung-Box-Pierce, que os resíduos das estimações do teste ADF são do tipo ruído-branco. Os resultados mostram que as séries em estudo são não-estacionárias, quando analisadas em nível, e são estacionárias quando analisadas em suas primeiras diferenças.

TABELA 2 : Teste de verificação da estacionariedade das séries compostas (dados mensais – 1994:8 a 2005:12)

Séries	Em nível		Em primeira diferença	
	Defasagens	Teste ADF	Defasagens	Teste ADF
\hat{m}	1	-1,90059	0	-8,31151
\hat{y}	0	-2,23385	0	-14,35438
\hat{i}	0	-3.1821	0	-12,10438

Nota: Teste Dickey-Fuller Aumentado (com intercepto e tendência) e número de defasagens escolhido pelo critério SBC

Observação: valor crítico a 5% da estatística $\tau = -3,41000$ (com intercepto e com tendência).

4.2. Modelo monetário com preços flexíveis

A co-integração permite a verificação da relação de equilíbrio de longo prazo entre a taxa nominal de câmbio e as variáveis que a determinam. Para a constatação da presença de co-integração entre as variáveis que compõem o modelo monetário com preços flexíveis, foi utilizado o teste de co-integração de Johansen e Juselius. A Tabela 3 apresenta os resultados deste teste.

TABELA 3: Teste de co-integração de Johansen-Juselius: modelo com preços flexíveis (dados mensais – 1994:8 a 2005:12)

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Valor Calculado	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 10%
Testes $\lambda_{\text{traço}}$				
$r = 0$	$r > 0$	59,45	53,12	49,65
$r \leq 1$	$r > 1$	33,46	34,91	32,00
$r \leq 2$	$r > 2$	12,15	19,96	17,85
Testes λ_{max}				
$r = 0$	$r = 1$	25,98	28,14	25,56
$r = 1$	$r = 2$	21,31	22,00	19,77
$r = 2$	$r = 3$	7,03	15,67	13,75

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa. Valores críticos de Osterwald-Lenum.

O teste de co-integração de Johansen e Juselius permite que se encontre o número de vetores de co-integração. Utilizando-se a estatística $\lambda_{\text{traço}}$, testa-se a hipótese nula da não existência de co-integração contra a hipótese alternativa da existência de co-integração. A estatística $\lambda_{\text{traço}}$ calculada (59,45) é maior que o valor crítico a 5% (53,12), indicando que existe um vetor de co-integração. Em seguida, testa-se a hipótese de que $r \leq 1$ contra a hipótese alternativa de que $r > 1$, ou seja, de que existe mais de um vetor de co-integração. Neste teste, a

estatística $\lambda_{\text{traço}}$ calculada (33,46) não excedeu o valor crítico a 5% (34,91), indicando que existe apenas um vetor de co-integração.

Além da estatística $\lambda_{\text{traço}}$, pode-se utilizar a estatística λ_{max} para a verificação da existência de relação de co-integração entre as variáveis taxa de câmbio nominal (s), diferencial da oferta de moeda em relação à oferta de moeda estrangeira (\hat{m}), diferencial do produto doméstico em relação ao produto estrangeiro (\hat{y}) e o diferencial entre as taxas de juros doméstica e estrangeira (\hat{i}).

Ao testar a hipótese de que não existe co-integração ($r = 0$) contra a hipótese de que existe um vetor co-integrante ($r = 1$), a estatística λ_{max} calculada (25,98) aceita a 5% a hipótese nula de que $r = 0$. Porém, quando se compara a estatística λ_{max} calculada (25,98) com o valor tabelado a 10% (25,56), observa-se que a hipótese nula passa a ser rejeitada de forma que, assim como no teste através de $\lambda_{\text{traço}}$, existe co-integração, ou seja, existe uma relação de longo-prazo entre as variáveis em questão.

O vetor de co-integração estimado $\beta = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4)$ com uma constante incluída é dado por:

$$s_t = -14,094 + 12,651\hat{m}_t - 76,233\hat{y}_t + 16,248\hat{i}_t \quad (32)$$

A Equação (32) representa a relação de longo-prazo entre a taxa de câmbio e seus determinantes no modelo monetário com preços flexíveis. Pode-se observar que os sinais dos parâmetros estimados coincidem com o previsto pela teoria monetária, assim o diferencial da oferta de moeda bem como o diferencial da taxa de juros impactam positivamente no câmbio, enquanto que um aumento no diferencial do produto impacta de forma inversa na taxa de câmbio.

A dinâmica da taxa de câmbio é analisada através da estimação do modelo VAR. Para tanto, primeiramente é necessário escolher o número ótimo de defasagens das variáveis que compõem o modelo.

Através tanto do critério SBC quanto do teste de razão de verossimilhança, escolheu-se duas defasagens para cada variável do VAR.

O estudo da causalidade de Granger mostrou que a um nível de significância de 5%, a variável produção causa a variável juros e ela mesma e os demais tem somente causalidade própria.

O teste de causalidade de Granger não foi conclusivo para a ordenação das variáveis na decomposição de Choleski, assim, para a correta identificação do modelo, foram realizadas restrições ao modelo VAR (Equação 30), utilizando uma ordem de causalidade teórica das variáveis macroeconômicas. Dado que o diferencial da oferta de moeda \widehat{m}_t é função do diferencial do produto \widehat{y}_t e do diferencial da taxa de juros \widehat{i}_t (Equação 3) e que a taxa de câmbio nominal é determinada pelos diferenciais da taxa de juros \widehat{i}_t , do produto \widehat{y}_t e da oferta de moeda \widehat{m}_t (Equação 10), a decomposição de Choleski pode ser feita da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ 0 & 1 & b_{23} & b_{24} \\ 0 & 0 & 1 & b_{34} \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_t \\ \widehat{m}_t \\ \widehat{y}_t \\ \widehat{i}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{s_t} \\ \varepsilon_{\widehat{m}_t} \\ \varepsilon_{\widehat{y}_t} \\ \varepsilon_{\widehat{i}_t} \end{bmatrix} \quad (33)$$

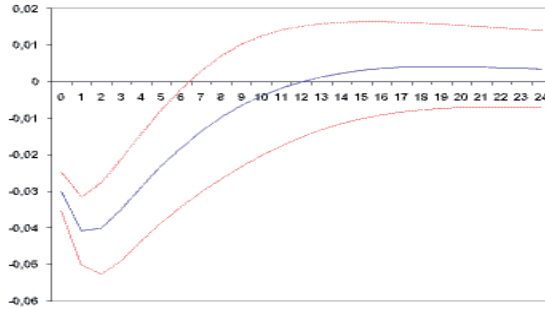
A matriz (33) mostra que ε_{s_t} , $\varepsilon_{\widehat{m}_t}$, $\varepsilon_{\widehat{y}_t}$ e $\varepsilon_{\widehat{i}_t}$ impactam de forma contemporânea, na variável s_t ; $\varepsilon_{\widehat{m}_t}$, $\varepsilon_{\widehat{y}_t}$ e $\varepsilon_{\widehat{i}_t}$ impactam de forma contemporânea em \widehat{m}_t ; $\varepsilon_{\widehat{y}_t}$ e $\varepsilon_{\widehat{i}_t}$ impactam de forma contemporânea em \widehat{y}_t e, finalmente, $\varepsilon_{\widehat{i}_t}$ impacta de forma contemporânea em \widehat{i}_t .

A partir da ordenação de Choleski, foram traçadas as funções de impulso-resposta para a avaliação da dinâmica da taxa nominal de câmbio em resposta a choques nas variáveis que compõem o modelo monetário com preços flexíveis.

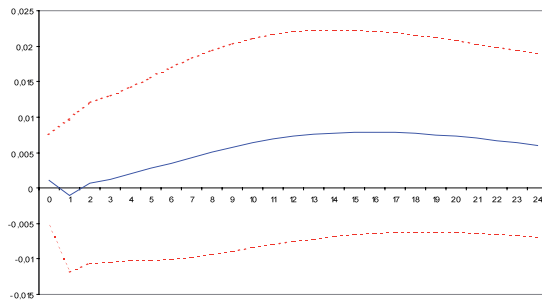
O Gráfico 2 apresenta a função impulso-resposta para um choque de 1 desvio padrão na oferta de moeda, na produção e na taxa de juros e seus efeitos na variável câmbio nominal nos primeiros 24 períodos (meses) seguintes ao choque inicial.

GRÁFICO 2: Funções de Impulso-Resposta (choque estrutural de 1 desvio padrão)

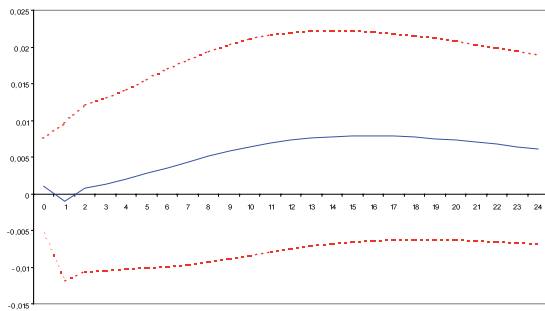
2.1 Respostas da “taxa de câmbio nominal” em relação a choques em “ \hat{m} ”²



2.2 Respostas da “taxa de câmbio nominal” em relação a choques em “ \hat{y} ”³



2.3 Respostas da “taxa de câmbio nominal” em relação a choques em “ \hat{i} ”⁴



Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa.

Nota: Intervalo de confiança de 95%.

O resultado mostra que o choque na oferta de moeda causa um impacto inicial negativo sobre o câmbio, porém, em um horizonte de tempo mais longo, após o décimo segundo período, este resultado se inverte, tornando-se compatível com o resultado teórico do modelo da determinação da taxa de câmbio com preços flexíveis, que diz que um aumento no diferencial da oferta de moeda em relação à oferta de moeda estrangeira (\hat{m}) implica em uma depreciação cambial.

A teoria de determinação da taxa de câmbio com preços flexíveis diz que um aumento no diferencial do produto em relação ao produto externo causa uma apreciação cambial. Porém, para o caso empírico brasileiro, nota-se que, apenas no primeiro momento após o choque, a taxa de câmbio aprecia e, no horizonte de longo prazo, a taxa de câmbio nominal converge para um valor positivo.

Finalmente, um choque na taxa de juros leva a uma depreciação cambial no momento inicial, conforme sugerido pela teoria de determinação da taxa de câmbio com preços flexíveis. Entretanto, esse resultado já se inverte no primeiro período após o choque, apresentando uma apreciação permanente.

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão da taxa de câmbio encontram-se na Tabela 4. Tal decomposição permite a verificação do poder explanatório de cada variável do modelo sobre a taxa de câmbio. A variável composta oferta de moeda é a que possui maior valor explicativo sobre o erro de previsão da taxa de câmbio, quando comparado com as demais variáveis. A variável câmbio nominal possui valor explicativo sobre o erro de previsão dela mesma entre 36,44% e 42,63%. As variáveis compostas, taxa de juros e produção, são as que possuem menor poder explicativo, chegando a representar, no máximo, 5,5% a variância do erro de previsão do câmbio.

TABELA 4: Decomposição da variância – câmbio (preços flexíveis) (dados mensais – 1994:8 a 2005:12)

Período	erropadrão	\hat{i}_t	\hat{y}_t	\hat{m}_t	s_t
1	0.036275	0.081	0.079	63.391	36.448
4	0.087702	0.634	0.053	65.034	34.279
8	0.105881	0.503	0.389	60.080	39.028
16	0.115837	1.917	2.940	51.366	43.777
24	0.122676	5.537	5.251	46.575	42.637

Fonte: Cálculos dos autores a partir de dados da pesquisa

O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio com preços flexíveis mostra que a taxa de câmbio nominal é determinada pela diferença entre a oferta de moeda doméstica e a estrangeira, pela diferença entre o produto interno e o externo e pela diferença da taxa de juros interna e externa. A análise de co-integração permitiu verificar a existência de uma relação de longo-prazo entre estas variáveis, de acordo com a sugestão teórica, enquanto que a análise através das funções de impulso-resposta mostrou que apenas a dinâmica da taxa de câmbio em relação a mudanças na oferta de moeda foi condizente com a teoria.

4.3. Modelo monetário com preços rígidos

Também foi realizado o teste de co-integração para o modelo monetário com preços rígidos, que considera as seguintes variáveis: taxa de câmbio nominal, diferença entre a oferta de moeda nacional e estrangeira, diferença entre a produção industrial doméstica e estrangeira, diferença entre a taxa de juros interna e externa e taxa de câmbio real.

Os resultados da análise de co-integração, encontrados através das estatísticas λ_{\max} e $\lambda_{\text{traço}}$, são apresentados na Tabela 5 e indicam que as variáveis estudadas possuem uma relação de longo prazo, ou seja, que existe co-integração entre as variáveis.

TABELA 5: Teste de co-integração de Johansen-Juselius: modelo com preços rígidos (dados mensais – 1994:8 a 2005:12)

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Valor Calculado	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 10%
Testes $\lambda_{\text{traço}}$				
$r = 0$	$r > 0$	85,97	76,07	71,86
$r \leq 1$	$r > 1$	52,24	53,12	49,65
$r \leq 2$	$r > 2$	29,34	34,91	32,00
Testes λ_{max}				
$r = 0$	$r = 1$	33,73	34,40	31,66
$r = 1$	$r = 2$	22,90	28,14	25,56
$r = 2$	$r = 3$	18,09	22,00	19,77

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa. Valores críticos de Osterwald-Lenum.

O vetor co-integrante é representado pela seguinte equação:

$$\hat{s} = -1,595 + 0,359\hat{m} - 1,324\hat{y} + 0,343\hat{i} + 1,262q \quad (34)$$

A Equação (34) representa a relação de longo-prazo entre a taxa de câmbio e seus determinantes no modelo monetário com preços rígidos. Pode-se observar que os sinais dos parâmetros estimados coincidem com o previsto pela teoria monetária.

O modelo monetário com preços rígidos, por ser considerado de curto prazo, é representado por um modelo em primeira diferença. Porém, como as variáveis apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo, é necessário levar em consideração os desvios de curto prazo em relação a este equilíbrio de longo prazo. Isso é feito através da inclusão do termo de correção de erro. Assim, para a realização da análise da dinâmica da taxa de câmbio através das funções de impulso-resposta, é estimado um modelo VAR com Correção de Erros (VEC).

Através do critério SBC e do teste de razão de verossimilhança, foi escolhido o número ótimo de uma defasagem para cada variável do VEC. O estudo da causalidade de Granger mostrou que a um nível de significância de 5%, a variação da taxa de câmbio real causa, no sentido de Granger, a variação do câmbio nominal, a variação da diferença entre a oferta de moeda doméstica e estrangeira e ela mesma; que a variação da diferença entre a taxa de juros interna e externa causa, no sentido de Granger, a variação no câmbio nominal e a variação no câmbio real; que a variação do câmbio nominal causa, no sentido de Granger, a variação da diferença entre a oferta de moeda doméstica e estrangeira e a variação do câmbio real; que a variação da diferença entre a produção interna e externa causa, no sentido de Granger, ela mesma e; que a variação da diferença entre a oferta de moeda doméstica e estrangeira causa, no sentido de Granger, apenas ela mesma.

Para a identificação dos parâmetros do VEC, foi necessário impor restrições a este modelo (Equação 31). Assim, com base no teste de causalidade de Granger, realizou-se a decomposição de Choleski:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & b_{14} & b_{15} \\ 0 & 1 & b_{23} & b_{24} & b_{25} \\ 0 & 0 & 1 & b_{34} & b_{35} \\ 0 & 0 & 0 & 1 & b_{45} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \widehat{m}_t \\ \Delta \widehat{y}_t \\ \Delta s_t \\ \Delta \widehat{i}_t \\ \Delta q_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{\widehat{m}_t} \\ \varepsilon_{\widehat{y}_t} \\ \varepsilon_{s_t} \\ \varepsilon_{\widehat{i}_t} \\ \varepsilon_{q_t} \end{bmatrix} \quad (35)$$

A matriz (35) mostra que $\varepsilon_{\widehat{m}_t}$, $\varepsilon_{\widehat{y}_t}$, ε_{s_t} , $\varepsilon_{\widehat{i}_t}$ e ε_{q_t} impactam de forma contemporânea, a variável $\Delta \widehat{m}_t$; $\varepsilon_{\widehat{y}_t}$, ε_{s_t} , $\varepsilon_{\widehat{i}_t}$ e ε_{q_t} impactam de forma contemporânea em $\Delta \widehat{y}_t$; ε_{s_t} , $\varepsilon_{\widehat{i}_t}$ e ε_{q_t} impactam de forma contemporânea em Δs_t ; $\varepsilon_{\widehat{i}_t}$ e ε_{q_t} impactam de forma contemporânea em $\Delta \widehat{i}_t$; finalmente, ε_{q_t} impacta de forma contemporânea a variável Δq_t .

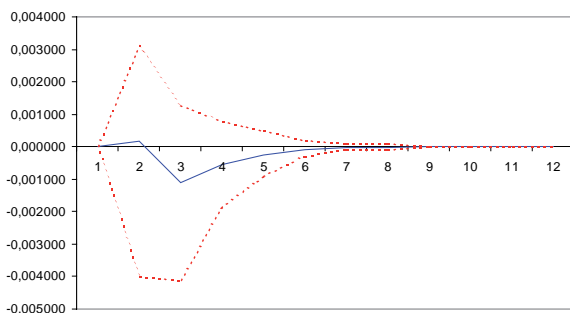
A partir da ordenação de Choleski, foram traçadas as funções de impulso-resposta para a avaliação da dinâmica da taxa nominal de

câmbio em resposta a choques nas variáveis que compõem o modelo monetário com preços rígidos.

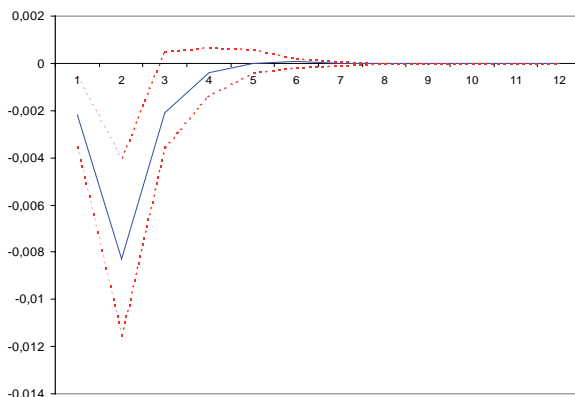
O Gráfico 3 apresenta a função impulso-resposta para um choque de 1 desvio padrão na oferta de moeda, no produto, na taxa de juros e na variação da taxa real de câmbio e seus efeitos na variável câmbio nominal nos primeiros 12 períodos (meses) seguintes ao choque inicial.

GRÁFICO 3: Funções de Impulso-Resposta (choque estrutural de 1 desvio padrão)

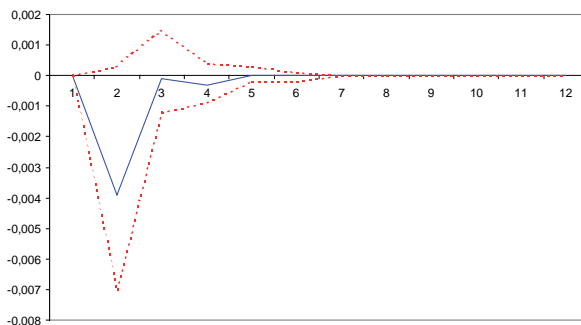
Respostas da “taxa de câmbio nominal” em relação a choques em “ $\Delta \hat{m}$ ” 5



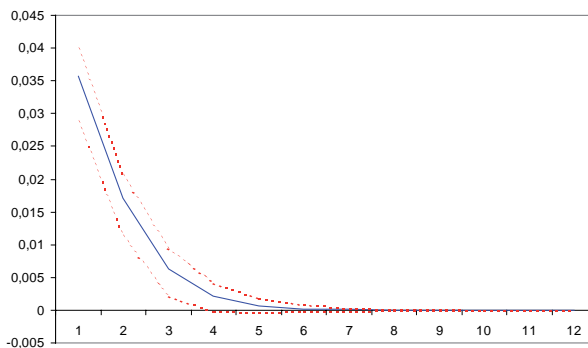
Respostas da “taxa de câmbio nominal” em relação a choques em “ $\Delta \hat{i}$ ” 7



Respostas da "taxa de câmbio nominal" em relação a choques em " $\Delta \bar{y}$ " 6



Respostas da "taxa de câmbio nominal" em relação a choques em " Δq "



Fonte: Elaboração própria a partir das estimações da pesquisa. Intervalo de confiança de 95%.

O resultado mostra que um choque na oferta de moeda causa um pequeno impacto positivo sobre o câmbio no primeiro período, o que é previsto pela teoria de determinação da taxa de câmbio em sua abordagem de preços rígidos, pois um impacto positivo na oferta de moeda com o nível de preço não respondendo instantaneamente a choques na oferta monetária ocasiona uma depreciação inicial da taxa de câmbio, acima do nível de longo prazo (ultrapassagem cambial).

Porém, entre os meses 2 e 6, esse resultado se inverte, o que também é previsto pela teoria, já que uma depreciação inicial acima do nível de longo prazo permite que exista uma apreciação da taxa de câmbio. Este resultado confirma a trajetória do câmbio prevista pelo *overshooting* no modelo monetário com preços rígidos proposto por Dornbusch (1976). A partir do oitavo mês, o efeito do choque se anula.

Um choque positivo no produto causa uma apreciação cambial durante os 4 primeiros meses após o choque inicial, corroborando com a teoria de determinação da taxa de câmbio através da análise dos preços rígidos. A relação entre o produto e a taxa de câmbio é inversa, pois um aumento no produto implicará no aumento da demanda transaccional por moeda que desequilibrará o mercado monetário e, conseqüentemente provocará um aumento na taxa de juros. Este aumento atrairá recursos externos para o Brasil que fará com que o câmbio aprecie. A partir do sexto mês, o efeito inicial do choque se anula.

Em relação a um choque na taxa de juros, o resultado mostra que o aumento na taxa de juros inicialmente reduz a taxa de câmbio e chega ao seu máximo efeito no primeiro mês após o choque. Entretanto, o efeito diminui a partir do segundo mês e, por volta do sexto mês, o efeito do choque inicial desaparece. A dinâmica da taxa de câmbio descrita nesta análise, condiz com a teoria da paridade não coberta de juros.

Finalmente, o Gráfico 3 mostra que uma elevação (depreciação) na variação da taxa real de câmbio provoca uma elevação (depreciação) na taxa de câmbio nominal. Isto é previsto pela abordagem monetária com preços rígidos, pois um aumento na variação da taxa real de câmbio eleva a demanda por bens domésticos, que, por sua vez, aumenta o nível de preços doméstico, diminuindo a demanda pelos mesmos e aumentando a demanda por bens externos, depreciando a taxa nominal de câmbio. O efeito do choque começa a desaparecer por volta do quinto mês.

A análise das funções de impulso-resposta permitiu a verificação da validade da teoria da determinação da taxa de câmbio com preços rígidos. Constatou-se que a dinâmica da taxa nominal de câmbio (R\$/US\$) obedece a sugestão teórica do modelo monetário com preços rígidos.

A avaliação empírica desta teoria também pode ser comprovada através da análise da decomposição da variância dos erros de pre-

visão da taxa de câmbio. A decomposição da variância permite a verificação do poder explanatório de cada variável do modelo sobre a taxa de câmbio. A Tabela 6 mostra a decomposição da variância para o câmbio, a estimativa do erro-padrão e a proporção desses erros atribuída a cada variável do modelo. A variação da oferta de moeda e a do produto são as variáveis que possuem menor valor explicativo sobre o erro de previsão da taxa de câmbio quando comparado com as demais variáveis. Verifica-se que a variação da taxa de juros explica 4,18% da variância do erro de previsão da taxa de câmbio.

A variação da taxa de câmbio real, que é a variável adicional incluída no modelo monetário com preços rígidos, explica aproximadamente 86,46% do erro de previsão do câmbio nominal, o que torna evidente a importância do câmbio real na determinação da taxa de câmbio nominal.

TABELA 6: Decomposição da variância – câmbio (preços rígidos) (dados mensais em primeira diferença – 1994:8 a 2005:12)

Período	erro padrão	Δq_t	$\Delta \hat{i}_t$	Δs_t	$\Delta \hat{y}_t$	$\Delta \hat{m}_t$
1	0.037566	90.19	0.329	9.48	0	0
4	0.043158	86.515	4.191	8.397	0.816	0.082
8	0.043177	86.464	4.187	8.448	0.815	0.086
16	0.043177	86.464	4.187	8.448	0.815	0.086
24	0.043177	86.464	4.187	8.448	0.815	0.086

Fonte: Cálculos dos autores a partir de dados da pesquisa.

O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio com preços rígidos mostra que a variação da taxa de câmbio nominal é determinada pela variação da diferença entre a oferta de moeda doméstica e a estrangeira, pela variação da diferença entre o produto interno e o externo, pela variação da diferença da taxa de juros interna e externa e pela variação da taxa de câmbio real. A análise de co-integração permitiu verificar a existência de uma relação de longo-prazo entre estas variáveis, implicando na necessidade da inclusão do termo de correção de

erros. A análise através das funções de impulso-resposta mostrou que a dinâmica da taxa de câmbio segue a sugestão teórica da abordagem monetária com preços rígidos.

CONCLUSÃO

Este artigo procurou estudar a validade empírica da abordagem monetária de determinação da taxa de câmbio em suas versões com preços flexíveis e com preços rígidos, através de técnicas de séries temporais, para o Brasil no período pós-plano Real. Tal abordagem foi construída sobre os alicerces de equilíbrio do mercado monetário, equilíbrio do mercado de títulos e produto de equilíbrio postulado sob as hipóteses de preços flexíveis ou rígidos.

O modelo monetário com preços flexíveis, por ser baseado na hipótese da paridade do poder de compra (PPC), foi considerado um modelo de longo prazo. A taxa de câmbio nominal foi determinada pela diferença da oferta de moeda doméstica em relação à estrangeira, pela diferença da produção interna em relação à externa e pela diferença da taxa de juros interna em relação à taxa de juros externa. Por assumir a hipótese da PPC em sua forma contínua, a taxa de câmbio real não varia.

O modelo monetário com preços rígidos proposto por Dornbusch (1976) surgiu com o intuito de considerar flutuações da taxa de câmbio real e verificar a não validade da PPC no curto prazo. Para tanto, foi permitido a rigidez de preços no curto prazo e a ultrapassagem da taxa de câmbio em relação aos níveis de equilíbrio de longo prazo previstos pela PPC. Assim, através do modelo monetário com preços rígidos, a variação da taxa de câmbio nominal foi determinada pela variação da diferença entre a oferta de moeda doméstica e a estrangeira, pela variação da diferença do produto doméstico e estrangeiro, pela variação da diferença da taxa de juros interna e externa e da variação da taxa de câmbio real.

Para a verificação empírica dos determinantes da taxa de câmbio, foi utilizada a técnica de co-integração com o intuito de investigar a possível existência de um equilíbrio de longo-prazo entre as variáveis que determinam estes modelos. Para o estudo do modelo com preços

flexíveis, através da metodologia de Johansen e Juselius, a estatística $\lambda_{\text{traço}}$ indicou que a um nível de 5% de significância existe co-integração entre as variáveis do modelo. A estatística λ_{max} , a um nível de significância de 10%, também confirmou este resultado indicando que existe co-integração, ou seja, que existe uma relação de longo-prazo entre as variáveis em questão. Os coeficientes de longo prazo estimados apresentaram os sinais previstos pela teoria.

Os resultados encontrados em relação ao estudo de co-integração para o modelo monetário com preços rígidos através das estatísticas $\lambda_{\text{traço}}$ (a 5% de significância) e λ_{max} (a 10% de significância) indicaram que as variáveis estudadas possuem uma relação de longo prazo, ou seja, que existe co-integração. Os coeficientes de longo prazo estimados apresentaram os sinais previstos pela teoria.

Em relação à verificação empírica da dinâmica da taxa de câmbio, foram estimados modelos vetoriais auto-regressivos, com o objetivo de analisar a trajetória temporal do câmbio através das suas funções de impulso-resposta. Para o modelo monetário com preços flexíveis, utilizou-se a especificação VAR com duas defasagens para cada variável em nível, enquanto que, para o modelo monetário com preços flexíveis, utilizou-se a especificação VEC com apenas uma defasagem para cada variável em primeira diferença.

Quando analisadas as funções de impulso-resposta para o modelo monetário com preços flexíveis, conclui-se que o choque na diferença entre a oferta de moeda doméstica e estrangeira causou apenas, depois do décimo segundo período, uma depreciação cambial. Levando em consideração que este modelo foi considerado de longo-prazo, o resultado se mostrou, após o décimo segundo período, de acordo com a teoria. Porém, em relação a um choque na diferença entre a produção industrial interna e externa, apenas no primeiro momento após este choque, a taxa de câmbio seguiu a sugestão teórica, apreciando-se. Já um choque na diferença entre a taxa de juros interna e externa implicou, no primeiro momento, uma depreciação cambial, porém, a dinâmica do câmbio se inverteu, tendo o mesmo apreciado de maneira permanente.

A análise das funções de impulso-resposta para o modelo monetário com preços rígidos foi bastante satisfatória em relação à comprovação empírica do modelo teórico. Conclui-se que todas as variáveis que compõem este modelo afetaram a dinâmica da taxa nominal de câmbio da maneira esperada pela teoria, comprovando a validade empírica do modelo. Assim, o choque na variação da diferença entre a oferta de moeda doméstica e estrangeira provocou um pequeno impacto positivo sobre a taxa de câmbio, mostrando que, no momento inicial ao choque, quando os preços são considerados rígidos, ocorreu uma depreciação inicial da taxa de câmbio acima do nível de longo prazo, ou seja, ocorreu a ultrapassagem cambial. Posteriormente, o câmbio passou a apreciar, como também é previsto pela teoria e, a partir do oitavo mês, o choque inicial se anulou. O choque na variação da diferença entre a produção interna e externa causou uma apreciação cambial, o choque na variação da diferença entre a taxa de juros interna e externa inicialmente reduziu a taxa de câmbio, o que condiz com a teoria da paridade não coberta de juros e o choque na variação da taxa de câmbio real provocou uma elevação na taxa de câmbio nominal, mostrando que as duas taxas moveram-se no mesmo sentido. Ou seja, para todas as análises das funções de impulso-resposta deste modelo, pode-se concluir que a dinâmica da taxa de câmbio segue a sugestão teórica.

Em relação à inclusão da variável *dummy* para captar o efeito da mudança do regime cambial brasileiro, concluiu-se que, na estimação do modelo com preços flexíveis, a *dummy* influenciou significativamente o nível da taxa de câmbio nominal e da oferta de moeda. Enquanto, o modelo monetário com preços rígidos, a *dummy* influenciou apenas o nível do produto.

Após diversas estimações e análise dos resultados encontrados para o Brasil no período posterior à implementação do plano Real, concluiu-se que tanto o modelo monetário com preços flexíveis quanto o modelo monetário com preços rígidos apresentaram uma relação de equilíbrio de longo-prazo. Porém, apenas o modelo monetário com preços rígidos foi capaz de descrever a dinâmica da taxa de câmbio no Brasil, sob a ótica da teoria econômica.

REFERÊNCIAS

ALTAVILLA, Carlo; DE GRAUWE, Paul. **Forecasting and Combining Competing Models of Exchange Rate Determination**. CESifo Working Paper n.1747, CESifo GmbH, Munique, 2006.

ARAÚJO, Carlos Hamilton V.; SILVEIRA FILHO, Getúlio B. **Mudanças de Regime no Câmbio Brasileiro**. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, 2002. (Texto para Discussão 41).

BARNETT, William; KWAG, Chang Ho. **Exchange Rate Determination from Monetary Fundamentals: an Aggregation Theoretic Approach**. Working Papers Series in: Theoretical and Applied Economics n. 200513, University of Kansas, Department of Economics, 2005.

BLANCHARD, Olivier Jean; FISCHER, Stanley. **Lectures on Macroeconomics**. Cambridge, MA: The MIT Press, 1989.

BRAGA, Ailton. **Determinantes da taxa de câmbio real, teoria e evidências empíricas: uma aplicação para o Brasil**. Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia da ANPEC, Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, 2003.

BRANSON, William H. **A Model of Exchange Rate Determination with Policy Reaction: Evidence from Monthly Data**. NBER Working Paper n.1135, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, 1983.

DOAN, Thomas A. **RATS User's Guide**. Evanston, IL., 2004.

DORNBUSCH, Rudiger. Expectations and Exchange Rate

Roberta Moreira Wichmann; Sinézio Fernandes Maia

Dynamics. **Journal of Political Economy**, University of Chicago, v. 84, n. 6, p. 1161-1176, 1976.

_____. **Purchasing Power Parity**. NBER Working Paper n.1591, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 1985.

Exchange Rates and Inflation. Cambridge, MA: The MIT Press, 1988.

ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. New York, NY: John Wiley & Sons, 2004.

RATS Handbook for Econometric Time Series. New York, NY: John Wiley & Sons, 1996.

ENGEL, Charles; WEST, Kenneth D. **Exchange Rates and Fundamentals**. NBER Working Paper n.10723, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, 2004.

FAIR, Ray C. **Interest Rate and Exchange Rate Determination**. NBER Working Paper n.2105, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 1986.

FRANKEL, Jeffrey A. On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials. **American Economic Review**, v. 69, p.610-622, 1979.

FRANKEL, Jeffrey A; ROSE, Andrew K. **A Survey of Empirical Research on Nominal Exchange Rates**. NBER Working Paper n.4865, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 1994.

FRENKEL, Jacob A. A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 78, p.200-224, 1976.

FRENKEL, Jacob A; RODRIGUEZ, Carlos A. **Exchange Rate Dynamics and the Overshooting Hypothesis**. NBER Working Paper n.832, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 1982.

GOLDFAJN, Ilán; MINELLA, André. **Capital Flows and Controls in Brazil: What Have We Learned?** NBER Working Paper n.11640, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 2005.

HANSEN, Henrik; JUSELIOUS, Katarina. **CATS in RATS: Cointegration Analysis of Time Series**. Copenhagen: Institute of Economics University of Copenhagen, 1994.

LAFRANCE, Robert; SCHEMBRI, Lawrence. **Purchasing-Power Parity: Definition, Measurement, and Interpretation**. Bank of Canada Review, Bank of Canada, p. 27-33, 2002.

MACDONALD, Ronald; TAYLOR, Mark P. **Exchange Rate Economics: A Survey**. IMF Staff Papers, International Monetary Fund, Washington, D.C., 1992.

MAKRIDAKIS, Spyros; WHEELWRIGHT, Steven C.; HYNDMAN, Rob J. **Forecasting: Methods and Applications**. New York, NY: John Wiley & Sons, 1997.

MARÇAL, Emerson F.; PEREIRA, Pedro L. V.; SANTOS FILHO, Otaviano C. Paridade do poder de compra: testando dados brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, v. 57, n. 1, p.159-190, 2003.

MEESE, Richard A.; ROGOFF, Kenneth. Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample? **Journal of International Economics**, v. 14, n. 1-2, p. 3-24, 1983.

MORETTIN, Pedro A.; TOLOI, Clélia M. C. **Análise de Séries Temporais**. São Paulo, SP: Editora Edgar Blücher, 2006.

Roberta Moreira Wichmann; Sinézio Fernandes Maia

MUSSA, Michael. The Exchange Rate, the Balance of Payments, and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 78, p.229-248, 1976.

MUSSA, Michael. Exchange Rate Dynamics. **Journal of Political Economy**, University of Chicago, v. 90, n.1, p. 74-104, 1982.

OBSTFELD, Maurice; ROGOFF, Kenneth. **Foundations of International Macroeconomics**. Cambridge, MA: The MIT Press, 1996.

OBSTFELD, Maurice; STOCKMAN, Alan C. **Exchange Rate Dynamics**. NBER Working Paper n.1230, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 1983.

PAPELL, David H.. **Activist Monetary Policy and Exchange Rate Overshooting: The Deutsche Mark / Dollar Rate**. NBER Working Paper n.1195, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 1983.

ROGOFF, Kenneth. **Dornbusch's Overshooting Model After Twenty-Five Years**. Second Annual Research Conference, Mundell-Fleming Lecture, International Monetary Fund, 2001.

ROMER, David. **Advanced Macroeconomics**. New York, NY: McGraw-Hill, 2001.

ROSSI, José W. O Modelo Monetário de Determinação da Taxa de Câmbio: Testes para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro, RJ, v. 26, n. 2, p. 155-182, 1996.

SARNO, Lucio; VALENTE, Giorgio; WOHAR, Mark E. **Monetary Fundamentals and Exchange Rate Dynamics under Different Nominal Regimes**. CEPR Discussion Paper n.3983, Centre for Economic Policy Research, Londres, 2003.

TAYLOR, Alan M.; TAYLOR, Mark P. **The Purchasing Power Parity Debate**. NBER Working Paper n.10607, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 2004.

TAYLOR, Mark P. The Economics of Exchange Rates. **Journal of Economic Literature**. Pittsburgh, PA, v. 23, p. 13-47, 1995.

VITEK, Francis. The Exchange Rate Forecasting Puzzle. **International Finance** 0509005, EconWPA, 2005.

