

# **Determinação da Taxa de Câmbio no Brasil: Um Enfoque Econômico-Financeiro**

OTAVIO RIBEIRO DE MEDEIROS  
UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA

## **Resumo**

O trabalho apresenta resultados de testes empíricos com modelos híbridos de determinação da taxa nominal de câmbio no mercado brasileiro que utilizam variáveis macroeconômicas e uma variável oriunda da área de finanças conhecida como microestrutura de mercado, o fluxo de ordens. O modelo básico foi inicialmente proposto por Evans e Lyons (2002), com aplicações empíricas às taxas de câmbio DM/US\$ e ¥/US\$. A aplicação do referido modelo à relação R\$/US\$ mostrou significância e sinais corretos para os parâmetros estimados, mas apresentou baixo R<sup>2</sup>, sugerindo que poderia haver variáveis relevantes omitidas. A inclusão no modelo de uma variável adicional, representativa do risco-país, mostra-se significativa e resulta na elevação do R<sup>2</sup>. A estimação por ARCH/GARCH faz melhorar significativamente os resultados anteriores obtidos por OLS e permite a determinação da volatilidade da taxa nominal de câmbio. Os resultados indicam que, para o mercado brasileiro, o caminho proposto por Evans e Lyons (2002) é promissor, mas a especificação do modelo pode estar ainda incompleta. A relevância do estudo está em trazer, adaptar e testar para o mercado brasileiro uma nova metodologia de determinação da taxa de câmbio.

## **1. Introdução**

As teorias econômicas sobre as taxas de câmbio têm estado em crise desde que Meese e Rogoff (1983) e Meese (1990) apontaram que os modelos macroeconômicos então existentes para determinação das taxas de câmbio eram fracassos empíricos, apresentando poder explanatório próximo de zero. Segundo Frankel e Rose (1995, p. 1704), a análise de Meese e Rogoff (1983) para horizontes de curto prazo nunca foi convincentemente refutada ou explicada e continua a exercer um efeito pessimista no campo da modelagem empírica das taxas de câmbio, em particular, e nas finanças internacionais, em geral.

A solução para essa questão não é óbvia. Flood e Rose (1995), por exemplo, foram levados a concluir que os determinantes mais críticos da volatilidade da taxa de câmbio não são macroeconômicos. Se os determinantes não são variáveis macroeconômicas, tais como taxas de juros, oferta de moeda e balanças comerciais, então quais são eles? Duas alternativas têm atraído atenção da área acadêmica. A primeira é que os determinantes da taxa de câmbio incluem variáveis estranhas ao campo da economia. Tais variáveis são tipicamente modeladas como bolhas racionais especulativas (Blanchard, 1979; Dornbusch, 1982; Meese, 1986; Evans, 1986). Entretanto, vários sustentam que a alternativa da bolha especulativa não é convincente (Flood e Hodrick 1990, Evans e Lyons, 2002).

Uma segunda alternativa foi a de incorporar a irracionalidade dos agentes econômicos. Por exemplo, taxas de câmbio seriam parcialmente determinadas por erros evitáveis na formação das expectativas (Dominguez, 1986; Frankel e Froot, 1987; Hau, 1998). No entanto, conforme Evans e Lyons (1999) essa mostrou-se também uma alternativa sem muita aceitação na área acadêmica.

Numa terceira via, Evans e Lyons (2002) introduzem uma nova proposta, ampliando a tradicional análise macroeconômica através da inserção de uma variável da área de finanças conhecida como microestrutura de mercado. O'Hara (1995, p. 1) define microestrutura de mercado como "o processo e os resultados da troca de ativos sob regras de negociação explícitas". Com isso criou-se uma classe de modelos, a partir das finanças de microestrutura, que incluem variáveis que os modelos macroeconômicos omitem. A mais importante dessas variáveis é o fluxo de ordens (*order flow*). O fluxo de ordens é definido como o saldo líquido de ordens iniciadas por compradores e ordens iniciadas por vendedores no mercado de câmbio, sendo, portanto, uma medida da pressão líquida de demanda por moeda estrangeira. O fluxo de ordens é um forte determinante de preço nesses modelos porque ele transmite informações que os mercados cambiais consolidam. Essas informações incluem tudo o que estiver relacionado à realização de demandas em condições de incerteza (interpretações diferenciadas de notícias, choques de demanda por *hedging*, choques de demanda por liquidez, etc). Quando se mapeia o caminho da informação na direção do preço, o fluxo de ordens é essencial para o mecanismo de transmissão.

Os fundamentos teóricos para a utilização da microestrutura de mercado na determinação da taxa de câmbio proposta por Evans e Lyons (2002) são apresentados detalhadamente em Lyons (2001). O modelo híbrido de Evans e Lyons (2002) mostra como o fluxo de ordens atua na determinação de preços (câmbio) através da consolidação da informação. Os autores relatam que o seu modelo explica mais de 60% das variações diárias do logaritmo da taxa de câmbio entre o marco alemão e o dólar norte-americano (DM/US\$) e mais de 40% das variações diárias do logaritmo da taxa entre o iene e o dólar norte-americano (¥/US\$). Afirmam ainda que sua análise preenche o vazio entre os trabalhos anteriores de microestrutura de mercado, que utilizam dados transação a transação, e os trabalhos macroeconômicos, que utilizam dados mensais.

O objetivo principal do presente trabalho é testar empiricamente o modelo de Evans e Lyons (2002) no mercado de câmbio brasileiro. Isso significa testar o referido modelo para a taxa de câmbio entre o real e o dólar norte-americano (R\$/US\$). Um objetivo secundário é testar especificações alternativas que venham a agregar poder explanatório ao modelo original. Mais especificamente, testou-se um modelo que inclui, uma variável do campo das finanças internacionais: o risco-país.

Segundo o Banco Central do Brasil, chama-se mercado de câmbio o ambiente abstrato onde se realizam as operações de câmbio entre os agentes autorizados (bancos, corretoras, distribuidoras, agências de turismo e meios de hospedagem) e entre estes e seus clientes. No Brasil, o mercado de câmbio é dividido em dois segmentos, livre e flutuante, ambos regulamentados e fiscalizados pelo Banco Central. O mercado livre é também conhecido como "comercial" e o mercado flutuante, como "turismo". A taxa de câmbio divulgada pelo Banco Central é a média das taxas verificadas nesses dois mercados.

A partir de 15 de janeiro de 1999, o mercado cambial brasileiro, que tinha a taxa de câmbio administrada pelo Banco Central, através do sistema de bandas cambiais, passou a operar sob regime de livre flutuação da taxa de câmbio, após ataque especulativo contra a moeda brasileira.<sup>1</sup>

O restante do trabalho está disposto da seguinte forma: a Seção 2 traz uma síntese das teorias e modelos que procuram explicar a determinação das taxas de

---

<sup>1</sup> Sobre o mercado de câmbio brasileiro, vide <http://www.bacen.gov.br/?RELCAMBIO>.

câmbio; a Seção 3 resultados empíricos anteriores; a Seção 4 a metodologia adotada; a seção 5 os resultados; e a Seção 6 as conclusões.

## 2. Teorias e Modelos

As principais teorias sobre a determinação das taxas de câmbio são as expressas por diversos tipos de modelos: o modelo de preços flexíveis, o modelo de preços rígidos, o modelo de equilíbrio de *portfolio* e o modelo monetário de diferencial de taxas de juros. Há diversos *surveys* sobre as teorias e modelos existentes, tais como Eaton e Turnovsky (1983), MacDonald e Taylor (1992), Frankel e Rose (1994), Isard (1995), Taylor (1995), motivo pelo qual não é necessário discorrer sobre eles em profundidade no presente trabalho.

O modelo monetário de preços flexíveis apóia-se nas hipóteses da paridade do poder de compra (PPP)<sup>2</sup> e da existência de demandas estáveis por moeda nas economias doméstica e externa. Entretanto, o enfoque monetário simplista de preços flexíveis não se ajusta aos fatos observados, por assumir a PPP na sua forma contínua. Nessas condições, a taxa de juros real não pode, por definição, variar. Uma tentativa de reabilitar o modelo monetário levou ao desenvolvimento de uma segunda geração de modelos monetários, começando com Dornbusch (1976). Trata-se do modelo monetário de preços rígidos<sup>3</sup>, que aceita desvios tanto da taxa de câmbio nominal quanto da real, em relação aos níveis de equilíbrio da PPP, porque as variáveis voláteis do sistema – taxas de juros e câmbio – compensam a pouca mobilidade das outras variáveis, especialmente os preços dos bens.

Uma outra vertente, o modelo de equilíbrio de *portfolio*, tem em comum com os modelos de preços flexíveis e de preços rígidos, o fato de que o nível da taxa de câmbio é determinado, pelo menos no curto prazo, pela oferta e demanda nos mercados de ativos financeiros. Entretanto, a taxa de câmbio é um determinante primordial da conta corrente do balanço de pagamentos. Um superávit na conta corrente representa um aumento no estoque doméstico de ativos estrangeiros, o que por sua vez afeta o nível de riqueza, que por sua vez afeta o nível de demanda por ativos, o que novamente afeta a taxa de câmbio. Assim, o modelo de equilíbrio de *portfolio* é essencialmente um modelo dinâmico de ajustamento da taxa de câmbio.

Os modelos monetários de diferencial de taxas de juros baseiam-se nas hipóteses de paridade coberta de juros (CIP)<sup>4</sup> ou na paridade descoberta de juros (UIP)<sup>5</sup>. A hipótese de paridade de taxa de juros CIP fechada ou coberta sustenta que a diferença entre a taxa de câmbio futura e a taxa de câmbio presente, é igual à diferença entre a taxa de juros interna e a taxa de juros externa. Por outro lado, a hipótese de paridade descoberta de juros (UIP) é a proposição de que a taxa de câmbio futura esperada cubra essa diferença.

A conclusão geral que se depreende da literatura é que a CIP se sustenta como uma premissa válida para os movimentos de curto prazo da taxa de câmbio, mas o mesmo não ocorre com a UIP. Essa conclusão está ligada ao chamado “enigma do prêmio futuro”<sup>6</sup> (Lewis, 1995; Bansal e Dahlquist; 2000; Flood e Rose, 2002), assim chamado porque os estudos empíricos mostram que a taxa de câmbio futura não reflete

---

<sup>2</sup> *Purchase Power Parity.*

<sup>3</sup> *Sticky-price model.*

<sup>4</sup> *Covered Interest Parity.*

<sup>5</sup> *Uncovered Interest Parity.*

<sup>6</sup> *Forward premium puzzle.*

corretamente a taxa esperada futura de câmbio. Não está claro ainda até que ponto o fracasso empírico da UIP é causado por problemas econométricos.

Na busca de soluções para as dificuldades empíricas dos modelos tradicionais, surge o modelo proposto por Evans e Lyons (2002), baseado em ajuste de *portfolio*<sup>7</sup>. O modelo é expresso pela seguinte equação:

$$(1) \quad \Delta P_t = \Delta m_t + \lambda \Delta x_t,$$

onde  $\Delta P$  é a variação da taxa de câmbio,  $\Delta m$  são as inovações sobre informações macroeconômicas (por exemplo, variações nas taxas de juros),  $\lambda$  é uma constante positiva,  $\Delta x$  é o fluxo de ordens e o subscrito  $t$  refere-se ao tempo. A variável  $x$  é o fluxo acumulado de ordens.

Sobre a equação (1) são feitas duas alterações para fins de estimação empírica. Primeiramente, o incremento de informação pública  $\Delta m$  é definido como a variação do diferencial da taxa de juros (taxa de juros externa menos taxa de juros interna),  $\Delta(i - i^*)$ , mais um termo estocástico do tipo ruído branco, onde  $i$  é a taxa nominal de juros associada à moeda estrangeira e  $i^*$  a taxa nominal de juros associada à moeda nacional. Embora  $\Delta m$  possa também estar correlacionada com outros fundamentos macroeconômicos, o diferencial da taxa de juros é priorizado porque é o principal motor da variação da taxa de câmbio em modelos macroeconômicos e também porque é uma variável com dados diários disponíveis. Em segundo, a variável dependente é substituída pela variação do logaritmo da taxa *spot*,  $\Delta p$ . Com essa substituição, a especificação torna-se comparável aos modelos macroeconômicos padrões, tomando a forma:

$$(2) \quad \Delta p_t = \alpha \cdot \Delta(i_t - i_t^*) + \beta \cdot \Delta x_t + e_t$$

onde  $\Delta p$  é variação no logaritmo da taxa *spot*,  $\Delta(i - i^*)$  é a variação do diferencial de juros,  $\Delta x$  é o fluxo de ordens,  $\alpha$  e  $\beta$  são parâmetros e  $e$  é o termo estocástico. Por hipótese,  $e \sim N(0, \sigma^2)$ .

O coeficiente  $\alpha$  deve ser positivo, de acordo com o modelo monetário de preços rígidos (*sticky-price*), porque um aumento na taxa de juros  $i$  da moeda estrangeira (US\$) requer uma apreciação imediata do US\$, isto é, um aumento na taxa de câmbio, para compensar a depreciação do US\$ causada pela paridade de juros descoberta. O coeficiente  $\beta$  deve ter sinal positivo, indicando que compras líquidas de dólar ( $\Delta x_t$  positivo) resultam em um preço maior da moeda estrangeira em termos da moeda local.

Conforme Lyons (2001:189), sob a hipótese nula do modelo de Evans e Lyons (2002), a causalidade corre estritamente do fluxo de ordens para o preço (taxa de câmbio), ou seja, o fluxo de ordens é exógeno. Assim, sob a hipótese nula, a estimação do modelo por OLS não está sujeita ao viés de simultaneidade.

Um aspecto importante a ser assinalado é que, em geral, os modelos teóricos, inclusive o de Evans e Lyons (2002), consideram que os investidores são neutros ao risco, de modo que variáveis associadas a risco raramente são incluídas nesses modelos. Conforme colocado por MacDonald e Taylor (1992), a má performance dos modelos pode ser consequência da omissão de variáveis importantes, dentre elas fatores de risco.

### 3. Evidências Empíricas Anteriores

---

<sup>7</sup> *Portfolio shift model.*

Estudos empíricos sobre taxas nominais de juros são abundantes (Cumby, 1988; Thornton, 1989; Frankel e Rose, 1994; Christensen, 2000; Famá e Chaia, 2001; Garcia e Olivares, 2001; Fullerton e Calderón, 2001; Karamé, Patureau e Sopraseuth, 2002; Chinn e Meredith, 2002; Cheung, Chinn e Pascual, 2003; Engel e West, 2003). Um dos pontos em comum nesses estudos é que os modelos testados apresentam bom desempenho por alguns períodos de tempo, tais como no entre guerras, e, até certo ponto, na primeira fase das experiências internacionais com taxas flutuantes (1973-78), mas proporcionaram explicações bastante inadequadas para o comportamento das principais taxas de câmbio durante a fase mais recente dos regimes de câmbio flutuante.

Entretanto, Evans e Lyons (2002), com seu modelo híbrido, que leva em conta elementos de finanças de microestrutura de mercado, apresentam resultados mais significativos, tanto em relação à significância e sinal dos coeficientes, bem como ao  $R^2$ . Os principais resultados empíricos obtidos por OLS em Evans e Lyons (2002) para as taxas DM/US\$ e ¥/US\$ estão apresentados na Seção 5, juntamente com os resultados do presente trabalho, para fins de comparação. Os dados utilizados por Evans e Lyons (2002) referem-se às transações DM/US\$ e ¥/US\$ no sistema Reuters Dealing 2000-1 entre 1/5/96 e 31/8/96. É importante frisar que, naquele estudo, o fluxo de ordens não leva em conta o volume das transações de compra ou venda, mas sim o número de transações de compra ou venda e o seu sinal. Uma ordem de compra é contabilizada como +1, enquanto uma ordem de venda é contabilizada como (-1). As variáveis utilizadas foram mensuradas da seguinte forma. A variação na taxa *spot* (DM/US\$ ou ¥/US\$),  $\Delta p_t$ , é a variação do logaritmo da taxa de câmbio de compra. O fluxo de ordens diário,  $\Delta x_t$ , é a diferença entre o número de transações iniciadas por compradores e o número de transações iniciadas por vendedores (em milhares). A variação no diferencial da taxa de juros,  $\Delta(i - i^*)$ , é calculada a partir da taxa de juros diária (overnight) associada ao US\$ e às taxas equivalentes associadas ao DM e ao ¥, todas expressas em bases anuais. A fonte desses dados é a Datastream.

#### 4. Metodologia Adotada

No trabalho atual procurou-se, inicialmente, verificar se os resultados obtidos por Evans e Lyons (2002) para as taxas de câmbio DM/US\$ e ¥/US\$ aplicam-se ao mercado de câmbio brasileiro, isto é, à taxa de câmbio R\$/US\$. Assim, o modelo testado inicialmente é o que foi apresentado na Seção 2 como equação (2), com as alterações a seguir. A variável dependente é a variação diária da taxa de câmbio de compra R\$/US\$ no fechamento. O diferencial da taxa de juros é a diferença entre a taxa de juros diária (overnight) nos Estados Unidos menos a taxa de juros diária no Brasil (SELIC over), expressas em bases anuais. A estimação do modelo foi realizada por OLS, tal como em Evans e Lyons (2002). Conforme mencionado na Seção 2, sob a hipótese nula do modelo, o fluxo de ordens seria exógeno, permitindo uma estimação livre do viés de simultaneidade.

A maior diferença entre o trabalho atual e o de Evans e Lyons (2002) está no fluxo de ordens diário,  $\Delta x_t$ , que aqui é a diferença entre o volume de transações cambiais, enquanto que naquele estudo, o fluxo de ordens baseia-se na quantidade de transações cambiais. Há duas razões para a adoção do fluxo de volumes transacionados ao invés de número de transações. Primeiramente, parece intuitivo que os volumes transacionados sejam mais relevantes como medida da pressão de demanda e oferta por moeda do que o número de transações, embora isso não seja reconhecido por Evans e Lyons (2002). Em segundo, dados referentes aos volumes diários de compras líquidas

de dólar estão disponíveis no Brasil, o que não ocorre com aqueles referentes ao número de transações.

Nesse ponto, faz-se necessário discutir a questão do risco. Conforme já mencionado, os modelos tradicionais de taxa de câmbio adotam, de um modo geral a hipótese de que os agentes econômicos são neutros em relação ao risco e, assim, variáveis relacionadas ao risco não são incluídas nos modelos. No entanto, conforme demonstrado por Chinn e Meredith (1998), a derivação da UIP a partir da CIP mostra que, se os investidores têm aversão ao risco, é necessário levar em consideração o prêmio que compensa o risco de manter ativos em moeda estrangeira.

A relação entre a taxa de câmbio e o risco é um fenômeno bastante conhecido no Brasil. Conforme Garcia (2002), dada a mobilidade de capitais, os juros domésticos têm que igualar os juros internacionais acrescidos de dois prêmios de risco. O primeiro prêmio de risco compensa o investidor pela depreciação do real, e é medido através do mercado futuro de dólar. O segundo prêmio de risco compensa o investidor pelo risco de moratória da dívida pública, controle de capitais, e outras mudanças que possam alterar o retorno (em dólar) do investimento. O primeiro prêmio de risco é denominado risco cambial; o segundo, risco país. Ao se decompor os juros brasileiros dessa forma, observa-se que os dois riscos, cambial e país, movem-se no mesmo sentido, subindo e caindo em conjunto. O risco da taxa de juros traduz-se no fato de os dois riscos subirem conjuntamente em situações de aperto do crédito externo, causadoras de estagnação e depreciação cambial. Economias desenvolvidas praticam políticas monetárias contracíclicas, nas quais os juros caem em períodos recessivos, mitigando a perda de produto e emprego. No Brasil, as autoridades monetárias não podem adotar tal procedimento, pois ambos os riscos sobem durante as crises (Garcia, 2002).

Face ao exposto, decidiu-se ampliar o modelo de Evans e Lyons, incorporando a ele uma variável associada ao risco-país. Esse modelo é expresso por

$$(3) \quad \Delta p_t = \Delta(i_t^* - i_t) + \Delta x_t + \Delta r_t + e_t$$

onde  $\Delta r_t$  é a variação diária da taxa de risco-país, cuja *proxy* é o *spread* do C-Bond, principal título da dívida externa brasileira. Considerou-se que o risco-país, por estar associado à percepção do mercado em relação à situação política e econômica do país, é uma variável exógena.

A amostra utilizada inclui dados diários (dias úteis) para o período de 01/01/2001 a 30/05/2002. Os dados referentes à taxa de câmbio (compra) R\$/US\$, ao fluxo diário de transações cambiais e à taxa de juros diária (SELIC-over) no Brasil são disponibilizados na Internet pelo Banco Central do Brasil. O fluxo diário de transações inclui as transações relativas ao dólar livre e ao dólar flutuante. Os dados referentes à taxa diária de juros norte-americana são disponibilizados pelo Federal Reserve System.

## 5. Resultados

Os resultados de quatro diferentes especificações testadas no presente estudo estão relatados nas quatro primeiras linhas do Quadro 1 e os resultados equivalentes de Evans e Lyons (2002), nas linhas seguintes.

Quadro 1: Resultados do trabalho atual comparados com os de Evans e Lyons (2002)							
Especificação (1)	Taxa de câmbio (2)	Variáveis independentes			R <sup>2</sup> (6)	Autocorrelação (7)	Heteroscedasticidade (8)
		$\Delta(i - i^*)$ (3)	$\Delta x$ (4)	$\Delta r$ (5)			
I	R\$/US\$	0,70 (0,29)	9,77 (2,87)		0,06	0,12 0,62	0,02 0,00
II	R\$/US\$		9,79 (2,89)		0,04	0,03 0,75	0,00 0,00
III	R\$/US\$	0,70 (0,30)			0,02	0,07 0,48	0,00 0,00
IV	R\$/US\$	0,52 (0,28)	7,58 (2,82)	0,13 (0,02)	0,16	0,95 0,99	0,00 0,00
E & L (I)	DM/US\$	0,51 (0,26)	2,14 (0,29)		0,64	0,77 0,40	0,07 0,02
E & L (II)	DM/US\$		2,15 (0,29)		0,63	0,73 0,45	0,05 0,03
E & L (III)	DM/US\$	0,62 (0,77)			0,01	0,78 0,77	0,92 0,99
E & L (I)	¥/US\$	2,47 (0,92)	2,86 (0,36)		0,46	0,06 0,44	0,92 0,74
E & L (II)	¥/US\$		2,61 (0,36)		0,40	0,19 0,33	0,60 0,83
E & L (III)	¥/US\$	0,57 (1,20)			0,00	0,85 0,81	0,13 0,67

Obs.: Os valores entre parênteses são erros padrões. A coluna 7 mostra o valor  $p$  do teste Breusch-Godfrey para autocorrelação (1ª. ordem em cima e 5ª. ordem em baixo). A coluna 8 dá os valores  $p$  do teste Engle para ARCH (1ª. ordem em cima e 5ª. ordem em baixo). Em todas as especificações o intercepto mostrou-se não significativo.

São apresentados os valores estimados dos coeficientes e respectivos erros padrões, entre parênteses. São mostrados também os coeficientes R<sup>2</sup> para cada especificação e os valores  $p$  para os testes de multiplicador de Lagrange de Breusch-Godfrey (Godfrey, 1988) para autocorrelação dos resíduos e de multiplicador de Lagrange de Engle (1982) para heteroscedasticidade condicional autoregressiva (ARCH), podendo-se compará-los com aqueles obtidos por Evans e Lyons (2002).

As especificações I, II, III e IV do presente estudo, tais como as especificações I e II de Evans e Lyons (2002), mostraram evidências de heteroscedasticidade (ARCH). Além disso, a especificação II do presente estudo mostrou evidências de autocorrelação de 1ª e de 5ª ordens. A inclusão da defasagem de 5ª ordem visa capturar a autocorrelação referente a uma semana em dias úteis. Por esse motivo, os erros padrões das especificações I, III e IV foram corrigidos, utilizando-se a matriz de covariância consistente com heteroscedasticidade de White (1980). O erro padrão da especificação II foi corrigido utilizando-se a matriz de covariância consistente com autocorrelação e heteroscedasticidade de Newey e West (1987).

Comparando-se a especificação I do presente estudo com a especificação correspondente de Evans e Lyons (2002), verifica-se que os coeficientes de ambos os estudos são significativos a 5% e têm os sinais previstos pela teoria. No entanto, o R<sup>2</sup> encontrado no presente estudo (0,06) é muito baixo e não se compara aos obtidos por aqueles autores (0,64 e 0,46).

A especificação IV do presente estudo, que inclui a variação do risco-país, não tem correspondência em Evans e Lyons (2002), pois tal variável não foi por eles testada. Essa especificação é claramente superior à especificação I e mostra que a variação do risco-país é fortemente significativa, com um valor  $p$  muito baixo. Embora o R<sup>2</sup> associado a essa especificação seja ainda baixo (0,16), é bastante superior ao das

demais. As especificações II e III têm por objetivo apenas mostrar que ao se considerar separadamente apenas o diferencial de juros ou o fluxo de ordens, os resultados são estatisticamente inferiores.

É importante ressaltar que, o fato de o teste de Engle (1982) ter indicado a ocorrência de efeitos ARCH, recomenda que a estimação dos modelos deveria ser feita pelo método ARCH/GARCH ao invés de OLS, embora isso não tenha sido feito por Evans e Lyons (2002). Assim, decidiu-se no presente trabalho re-estimar a especificação mais significativa (IV), pelo método ARCH/GARCH. O resultado obtido foi:

$$(4) \quad \Delta p_t = 0,001 + 0,403 \Delta(i_t - i_t^*) + 5,731 \Delta x_t + 0,132 \Delta r_t$$

(2,43)            (2,86)                            (2,66)                            (9,89)

$$(5) \quad \sigma_t^2 = 0,000002 + 0,199 e_{t-1}^2 + 0,794 \sigma_{t-1}^2$$

(1,36)                            (3,05)                            (13,64)

$$R^2 = 0,200; \quad DW = 1,901; \quad F = 10,633; \quad \text{Prob}(F) = 0,0000$$

Esses resultados mostram que a equação (4) explanatória do comportamento da taxa de câmbio e a equação (5), que explica a volatilidade do câmbio (variância), são estatisticamente relevantes e os efeitos ARCH ( $e_{t-1}^2$ ) e GARCH ( $\sigma_{t-1}^2$ ) são significativos, conforme esperado. Os números entre parênteses são as estatísticas z, que mostram que os coeficientes são significativos a 1%, exceto a constante na equação da variância. O  $R^2$  encontrado é mais elevado que aquele obtido por OLS (0,16).

Verificou-se ainda que os resultados utilizando  $\Delta P_t$  ao invés de  $\Delta p_t$  (variação da taxa de câmbio ao invés da variação do logaritmo da taxa) produzem resultados similares, em termos de  $R^2$ , e significância dos coeficientes, tal como relatado em Evans e Lyons (2002).

Finalmente, vale relatar o resultado dos demais testes estatísticos realizados. O teste ampliado de Dickey-Fuller (Dickey e Fuller, 1979) resultou na rejeição da hipótese nula de existência de raízes unitárias para todas as séries, concluindo-se que elas são estáveis dentro do período considerado e permitindo descartar a hipótese de regressões espúrias. O teste de Bera e Jarque (1981) resultou na rejeição da hipótese nula de normalidade nos resíduos, o que, entretanto, não compromete o resultado do teste  $t$ , tendo em vista o Teorema do Limite Central e o tamanho suficientemente grande da amostra.

## 6. Conclusões

O presente estudo confirma a relevância do fluxo de ordens para a determinação da taxa de câmbio, tal como sustentado por Evans e Lyons (2002), embora tenha que se levar em conta que no presente estudo fluxo de ordens é dado pelo saldo diário de compras e vendas de dólar norte-americano (volumes transacionados em US\$), enquanto que em Evans e Lyons (2002), o fluxo de ordens é representado pelo saldo diário da quantidade de ordens de compra menos a quantidade de ordens de venda (quantidade de transações).

Os sinais esperados para os coeficientes estão corretos vis-à-vis a teoria. O coeficiente do fluxo de ordens  $\Delta x_t$  tem o sinal correto e é significativo. O sinal positivo indica que as compras líquidas de dólar ( $\Delta x_t$  positivo) resultam em um preço maior do dólar em reais. O fundamento macroeconômico fundamental – o diferencial de juros –



tem sinal correto e é significativo. O sinal positivo vem do modelo monetário de preços rígidos, onde um aumento na taxa de juros associada ao dólar requer uma apreciação imediata dessa moeda – aumento na taxa R\$/US\$ – para compensar a depreciação do dólar causada pela paridade de juros descoberta.

Os resultados do presente estudo mostram que o modelo de Evans e Lyons (2002), quando aplicado ao mercado de câmbio brasileiro apresenta resultados satisfatórios, do ponto de vista da significância e dos sinais dos coeficientes. No entanto, os coeficientes  $R^2$  encontrados são muito inferiores àqueles relatados no citado estudo. Isso faz supor que, no mercado brasileiro, há outras variáveis relevantes que não estão presentes na especificação proposta por aqueles autores. A inclusão de uma variável representativa do risco-país, a variação diária do *spread* do C-Bond, mostrou que essa variável é mais significativa que as demais, além de produzir um  $R^2$  mais elevado, porém ainda baixo em relação aos obtidos por Evans e Lyons (2002). A estimação desse modelo pelo método ARCH/GARCH resultou relevante e melhorou os resultados obtidos por OLS.

Os resultados sugerem que o modelo de Evans e Lyons (2002), ao ser testado no mercado de câmbio brasileiro, produz resultados na direção correta, principalmente quando se leva em conta a heteroscedasticidade condicional autoregressiva (efeitos ARCH/GARCH) dos resíduos, embora o *goodness of fit* ( $R^2$ ) obtido seja ainda baixo. Com relação ao modelo de Evans e Lyons (2002), é possível que um país emergente como o Brasil possa ter um mercado de câmbio com características diferenciadas daqueles testados por aqueles autores, demandando a inclusão de outras variáveis, tais como risco-país, testada no presente estudo, além de outras que não o foram.

## 7. Referências

- BANCO CENTRAL DO BRASIL, Relatório de Análise do Mercado de Câmbio, em <http://www.bacen.gov.br/?RELCAMBIO>.
- BANSAL, R. e M. DAHQUIST (2000), The Forward Premium Puzzle: Different Tales from Developed and Emerging Markets, *Journal of International Economics*, vol.51 (1) : 115-44.
- BERA, A.K. e JARQUE, C.M. (1981), An Efficient Large-Sample Test for Normality of Observations and Regression Residuals, *Australian National University Working Papers in Econometrics* 40, Canberra.
- BLANCHARD, O. (1979), Speculative Bubbles, Crashes, and Rational Expectations, *Economics Letters* 14: 387-389.
- CHEUNG, Y. W, CHINN, M.D. e PASCUAL, A. G. (2003), Empirical Exchange Rate Models of the Nineties: Are Any Fit to Survive?, *Santa Cruz Center for International Economics*, Paper 03-14, em <http://repositories.cdlib.org/scie/03-14> (01/03/04).
- CHINN, M. D. e MEREDITH G. (2002), Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons during the Post-Bretton Woods Era, University of California Santa Cruz, *Working Papers*, June 2002.
- CHRISTENSEN, M. (2000), Uncovered Interest Parity and Policy Behavior: New Evidence, *Economics Letters*, vol..69 (1) October: 81-87.
- CUMBY, R. (1988), Is it risk? Explaining Deviations from Uncovered Interest Rate Parity, *Journal of Monetary Economics*, vol.22 (2) September: 279-99.

- DICKEY, D.A. e FULLER, W.A. (1979), Distribution of Estimators for Time Series Regressions with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-31.
- DOMINGUEZ, K. (1986), Are Foreign Exchange Forecasts Rational? New Evidence from Survey Data, *Economic Letters*, 21: 277-281.
- DORNBUSCH, R. (1976), Expectations and Exchange Rate Dynamics, *Journal of Political Economy*, 84: 1161-1176.
- DORNBUSCH, R. (1982), *Dollars, Debts and Deficits*, Cambridge, MA: MIT Press.
- EATON, J. e TURNOVSKY, S. J. (1983), Covered Interest Parity, Uncovered Interest Parity, and Exchange Rate Dynamics, *Economic Journal*, Vol. 93, No. 371, Sep. 1983, 555-575.
- ENGEL, C. e WEST, K.D. (2003), Exchange Rates and Fundamentals, *Working Paper no. 248*, European Central Bank.
- ENGLE, R.F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica* 50(4), 987-1007.
- EVANS, G. (1986), A Test for Speculative Bubbles in the Sterling-Dollar Exchange Rate, *American Economic Review*, 76: 621-636.
- EVANS, M.D.D. e LYONS, R.K. (1999), Order Flow and Exchange Rate Dynamics, working paper, August 1999.
- \_\_\_\_\_ (2002), Order Flow and Exchange Rate Dynamics, *Journal of Political Economy*, 110(1): 170-180.
- FAMÁ, R. e CHAIA, A. J. (2001), Teorias da Previsão da Taxa de Câmbio: Um Teste de Eficiência no Brasil, Chile e México na Segunda Metade dos Anos 90, *Cadernos de Pesquisas em Administração*, São Paulo, V. 08, nº 02, abril/junho.
- FEDERAL RESERVE SYSTEM, <http://www.federalreserve.gov/releases/H15/data/wf/tcmly.txt>
- FLOOD, R e HODRICK, R. (1990), On Testing for Speculative Bubbles, *Journal of Economic Perspectives*, 4: 85-101.
- FLOOD, R.P. e ROSE, A.K. (1995), Fixing Exchange Rates: A Virtual Quest for Fundamentals, *Journal of Monetary Economics* 36, 3-37.
- FLOOD, R.P. e ROSE, A.K. (2002), Uncovered interest parity in crisis, *IMF Staff Papers*, vol. 49 (2): 252-66.
- FRANKEL, J.A. e FROOT, K.A. (1987), Using Survey Data to Test Standard Propositions Regarding Exchange Rate Expectations, *American Economic Review*, vol.77 (1), March: 133-53.
- FRANKEL, J.A. e ROSE, A.K. (1994), A Survey of Empirical Research on Nominal Exchange Rates, *NBER Working Paper Series*, Working Paper N° 4865, Cambridge, MA: NBER.
- FULLERTON, T. M. e CALDERÓN, C. (2001), Error Correction Exchange Rate Modeling: Evidence for Mexico, *Journal of Economics and Finance*, Volume 25, Number 3.

- GARCIA, M. e OLIVARES, G. (2001), O Prêmio de Risco da Taxa de Câmbio no Brasil durante o Plano Real, *Revista Brasileira de Economia*.
- GARCIA, M., Country Risk in Brazil (2002), *Weekly Report*, Banco BBM, July 26, 2002.
- GODFREY, L.G. (1988), *Specification Tests in Econometrics*, Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- HAU, H. (1998), Competitive Entry and Endogenous Risk in The Foreign Exchange Market, *Review of Financial Studies*, 11: 757-788.
- ISARD, P. (1995), *Exchange Rate Economics*, Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- KARAMÉ, F., PATUREAU, L e SOPRASEUTH, T. (2002), Can We Beat the Random Walk Exchange Rate Forecasts? A Structural Approach, 8th International Conference of the Society for Computational Economics, Computing in Economics and Finance, Aix-en-Provence, France, June 27-29, 2002.
- LEWIS, K.K. (1995), Puzzles in international financial markets, in G. Grossman, K. Rogoff (eds.) *Handbook of International Economics*, vol.3. Elsevier: 1913-71.
- LYONS, R.K. (2001), *The Microstructure Approach to Exchange Rates*, Cambridge, MA: MIT Press.
- MACDONALD, R. e TAYLOR, M.P. (1992), Exchange Rate Economics: A Survey, *IMF Staff Papers*, March 1992.
- MEESE, R. (1986), Testing for Bubbles in Exchange Markets, *Journal of Political Economy*, 94: 345 -373.
- MEESE, R.A. (1990), Currency Fluctuations in the Post-Bretton Wood Era, *Journal of Economic Perspectives* 4: 117-34.
- MEESE, R.A. e ROGOFF, K.S. (1983), Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit out of Sample?, *Journal of International Economics* 14: 3-24.
- MEREDITH, G. e M.D. CHINN (1998), Long-Horizon Uncovered Interest Rate Parity, *NBER Working paper* no.6797.
- NEWAY, W. e WEST, K. (1987), A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica*, 55, 703–708.
- O'HARA, M. (1995), *Market Microstructure Theory*, Cambridge, MA: Blackwell Business, 1995.
- TAYLOR, M. (1995), The economics of exchange rates, *Journal of Economic Literature* 33, 13-47.
- THORNTON, D. L. (1989), Tests of Covered Interest Rate Parity, *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, July/August 1989.
- WHITE, H. (1980), A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica*, 48, 817–838.