

MODELANDO O CÂMBIO APÓS A ESTABILIZAÇÃO

Resumo: O estudo procura modelar o comportamento da taxa de câmbio no Brasil a partir da estabilização da economia com o Plano Real. Dois grupos de modelos são analisados: o primeiro é baseado em modelos univariados seguindo a tradição grafista dos mercados financeiros; o segundo baseia-se em modelos estruturais para o câmbio. O desempenho dos vários modelos é avaliado em função dos erros de previsão para período fora-da-amostra, tendo como referencial de comparação as previsões obtidas a partir de um modelo de random-walk.

Abstract: This paper aims to model the exchange rate behavior in Brazil since inflation stabilization, after the Real Plan. We study two groups of models: the first one is based on univariate models which follow the chartist tradition from the finance market, the second one is formed by exchange rate structural models. The performance of each model is measured by its out-of-sample forecast errors, which are compared to the forecast errors from the random walk model, our chosen benchmark.

1. INTRODUÇÃO

Os modelos estruturais de previsão da taxa de câmbio sofreram um profundo abalo com a publicação do estudo conduzido por Meese e Rogoff (1993). A principal conclusão deste trabalho foi que nenhum modelo de determinação da taxa de câmbio, seja ele estrutural, série temporal ou baseado em pesquisas de mercado, foi capaz obter previsões fora-da-amostra, no curto e médio prazos (1 a 12 meses), melhores do que a de um modelo simples que considere que a taxa de câmbio segue um passeio aleatório (*random walk*). Desde então, é reconhecido que os modelos estruturais, ou seja, baseados no fundamentos macroeconômicos, superam o modelo de passeio aleatório apenas nas previsões de longo prazo. Isto levou importantes estudiosos na área, como Frankel e Rose (1995), a duvidar da capacidade de modelar o comportamento da taxa de câmbio em altas e médias frequências utilizando modelos macroeconômicos.

De acordo com Frankel e Rose (1995) existem duas tentativas de explicação das falhas dos modelos estruturais em prever o comportamento da taxa de câmbio: a primeira, denominada *teoria do equilíbrio*, atribui os movimentos inexplicados da taxa de câmbio a choques de produtividade e mudanças nas preferências dos agentes, enquanto a segunda explicação, denominada *teoria alternativa*, defende a existência de bolhas especulativas.

Esta linha alternativa de estudo vem tentando modelar o comportamento da taxa de câmbio a partir de fundamentos microeconômicos baseados em expectativas heterogêneas dos agentes econômicos. Frankel e Froot (1990b) concluíram que as expectativas extrapolativas predominam no curto prazo (1 semana, 1 mês), enquanto as expectativas regressivas, na qual um desvio da trajetória de longo prazo tenderia a se reverter, predominam no longo prazo (seis meses, 1 ano). Este estudo também concluiu que o grau de dispersão das expectativas guarda relação com o volume transacionado e com a volatilidade das cotações.

Na tentativa de encontrar uma teoria de bolhas especulativas endógenas diversos estudos, entre eles Frankel e Froot (1990a), tentaram modelar as expectativas dos agentes como uma combinação linear de modelos estruturais e grafistas. Implícita nesse procedimento está a idéia de que as expectativas não são perfeitamente racionais.

Este estudo segue esta linha de pesquisa, procurando estimar a evolução da taxa de câmbio através de um modelo onde a expectativa dos agentes é obtida a partir de uma média ponderada de dois tipos de previsões: a **estrutural**, ou racional, baseada nos fundamentos macroeconômicos da economia, associada a expectativas de retorno da taxa de câmbio à tendência de longo prazo determinada por estes fundamentos, e a **grafista**, advinda da análise da evolução recente da taxa de câmbio, associada a expectativas extrapolativas de curto prazo.

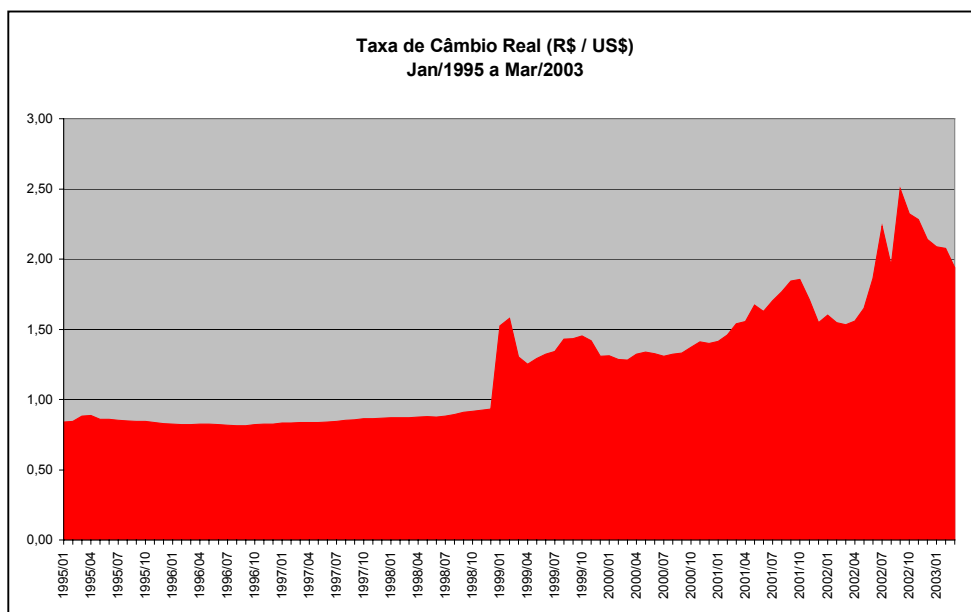
No presente trabalho estendemos o modelo de Frankel e Froot (1990a) em diversas direções: primeiro estudamos comportamentos alternativos dos grafistas, utilizando além da expectativa extrapolativa proposta no trabalho original, técnicas de análise gráfica comumente utilizadas pelos operadores do mercado financeiro, como médias móveis (MM) e índice de força relativa (IFR); segundo: estimamos o modelo com coeficientes variáveis de ponderação entre as previsões estruturais e grafistas, onde estes coeficientes variam de acordo com a volatilidade recente do câmbio; terceiro:

estimamos o modelo em diferentes frequências: mensal e trimestral, para analisar se o aumento da frequência leva a um maior peso dos grafistas.

O estudo se baseia na série histórica da taxa real de câmbio (R\$/US\$) no período compreendido entre janeiro/1995 e março/2003. Foram efetuadas estimações em frequências mensal e trimestral, com os dados relativos ao período de janeiro/1995 a dezembro/2001, sendo reservados os dados relativos ao período de janeiro/2002 a março/2003 para avaliação da acurácia da previsão fora-de-amostra.

Os modelos foram estimados com e sem uma variável *dummy*, utilizada para indicar a mudança na política cambial ocorrida em janeiro/1999, quando passou-se de um regime de câmbio administrado no estilo *crawling peg* para o de câmbio flutuante, sendo utilizada para previsão a variante do modelo que tenha apresentado maior coeficiente de determinação (R^2) na estimação.

Todos os modelos foram estimados em 1ª diferença, devido à não-estacionariedade das séries taxa de câmbio, estoque de moeda (M1) e PIB detectadas através de teste ADF de raiz unitária, com intercepto e tendência, que indicou que as séries acima são integradas de ordem 1.



O trabalho encontra-se dividido da seguinte forma: na seção 2 apresentamos o comportamento grafista e estimamos os modelos puros: grafistas e estruturais, bem como, os modelos mistos obtidos a partir de combinações lineares dos modelos estruturais e grafistas; na seção 3 comparamos os erros de previsão fora-da-amostra dos modelos estimados na seção anterior; e na seção 4 apresentamos as conclusões.

2. APRESENTAÇÃO E ESTIMAÇÃO DOS MODELOS

2.1. *MODELOS GRAFISTAS*

O aumento da mobilidade internacional de capital, advindo do processo de globalização da economia e do relaxamento das restrições ao movimento de capital, tornou as taxas de câmbio mais voláteis e imprevisíveis, ao fazer que estas respondessem com movimentos bruscos e inesperados à nova informação, de forma semelhante a outros ativos de grande liquidez negociados em bolsa, como as ações.

O alto volume de operações de câmbio levado a cabo diariamente é muito superior tanto ao volume de comércio internacional em bens e serviços, quanto ao volume de transações de capital de longo prazo (Frankel e Froot – 1990a). Ainda de acordo com Frankel e Froot (1990a), expressiva parcela das operações de câmbio realizadas ocorrem entre instituições financeiras, as quais trabalham em um horizonte de curto prazo, para evitar excessiva exposição ao risco de ficarem compradas e/ou vendidas em moeda estrangeira.

Segundo Frankel e Rose (1995), a abordagem expectativas racionais não se apresenta como a mais adequada para modelar o comportamento da taxa de câmbio. Devido a problemas como aprendizado e acesso a informação, talvez fosse mais adequada a abordagem de expectativas heterogêneas.

Frankel e Froot (1990b) encontraram evidência de que a dispersão de expectativas possui relação com o volume transacionado, bem como com a volatilidade do mercado. Afinal, se todos os agentes possuíssem a mesma expectativa futura não haveriam operações no mercado de câmbio, exceto as relacionadas ao comércio de bens e serviços.

As expectativas heterogêneas, combinadas com problemas de sinalização e comportamento de manada, levariam a taxa de câmbio a apresentar flutuações excessivas ao redor da taxa determinada pelos fundamentos da economia.

Não é difícil imaginar que a estratégia dominante, em um ambiente como esse de alta volatilidade, seria ir junto com o mercado, mesmo que este aparentemente leve a taxa de câmbio na direção oposta à prevista pelos fundamentos macroeconômicos (expectativas extrapolativas). Para administradores da carteira de terceiros é melhor errar junto com o mercado do que tentar acertar sozinho.

O uso de expectativas extrapolativas por grande parte dos agentes que operam no mercado de câmbio acabaria por gerar um mecanismo de retroalimentação, no qual a depreciação (ou apreciação) de hoje, produziria expectativas auto-realizáveis de depreciação (ou apreciação) para amanhã. Este processo, no entanto, não perduraria para sempre, a probabilidade de reversão da tendência na taxa de câmbio seria maior quanto maior for o distanciamento da cotação observada em relação à taxa determinada pelos fundamentos macroeconômicos.

Um modelo de determinação da taxa de câmbio com bolha especulativa endógena deveria ser capaz de prever o ciclo completo, de afastamento e posterior retorno à tendência de longo prazo, descrito acima.

Como exemplos de modelos grafistas temos: modelo auto-regressivo, índice de força relativa e médias móveis.

- *Modelo Auto-regressivo (AR)*

Este modelo estima a variação da taxa de câmbio esperada para o próximo período a partir das variações observadas nos períodos anteriores.

Foram estimados diversas opções de modelo com 1 a 4 lags, com e sem a variável dummy para mudança na política cambial, com e sem AR(1). Dentre os modelos estimados, os que obtiveram os melhores desempenhos utilizaram 2 lags e variável dummy. Os valores em parênteses em todas as regressões são as estatísticas t. A regressão em dados mensais apresentou o seguinte resultado:

$$D(S_t) = 0,001 + 0,141 D(S_{t-1}) - 0,375 D(S_{t-2}) + 0,022 FLUT$$

$$(0,126) \quad (1,291) \quad (-3,344) \quad (1,254)$$

R²: 0,146 DW: 1,926 Akaike: -2,214 Prob(F-Statistic): 0,006

S_t : taxa de câmbio prevista para t
 S_{t-1} : taxa de câmbio verificada em t-1
 S_{t-2} : taxa de câmbio verificada em t-2
 FLUT : variável dummy para política cambial

O único coeficiente significativo a 10% foi o relativo ao 2º lag, D(S_{t-2}), indicando, com seu sinal negativo, uma inversão da tendência observada 2 meses atrás. O baixo coeficiente de determinação, R² = 0,146, não seria considerado tão ruim se levarmos em consideração a natureza instável da variável analisada e a estimação em 1ª diferença.

A regressão em dados trimestrais apresentou resultados expressivamente melhores, todas variáveis altamente significativas e R² = 0,635. Os coeficientes para D(S_{t-1}) e D(S_{t-2}) apresentaram sinais negativos, sinalizando reversão de tendência no movimento da taxa de câmbio.

$$D(S_t) = -0,321 - 1,007 D(S_{t-1}) - 0,561 D(S_{t-2}) + 0,600 FLUT + 0,930 AR(1)$$

$$(-0,947) \quad (-8,672) \quad (-4,850) \quad (5,806) \quad (11,930)$$

R²: 0,635 DW: 0,824 Akaike: -1,599 Prob(F-Statistic): 0,000

▪ *Índice de Força Relativa (IFR)*

O índice de força relativa (IFR) é talvez a ferramenta de análise gráfica mais utilizada no mercado. Este índice mede a força de qualquer ativo através do acompanhamento de seus preços de fechamento e do número de dias de fechamento em alta ou baixa no período analisado. É calculado de acordo com a fórmula abaixo:

$$IFR_t = 100 - \left(\frac{100}{1 + FR_t} \right)$$

$$FR_t = \frac{\frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n S_{t-i} - S_{t-i-1} \right) \text{ dos dias que } S_{t-i} > S_{t-i-1}}{\frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n S_{t-i-1} - S_{t-i} \right) \text{ dos dias que } S_{t-i} < S_{t-i-1}}$$

IFR_t : índice de força relativa no período t
n : periodicidade do IFR

O IFR flutua em uma escala de 0 a 100 e sinaliza compra, expectativa de alta ou depreciação da taxa de câmbio, quando atinge um índice baixo (20 ou 30) e venda, expectativa de baixa ou apreciação, quando atinge um índice alto (70 ou 80).

Foram estimadas equações com IFRs de 3, 5, 7 e 14 meses, tendo-se obtido melhores resultados com o IFR de 3 meses.

$$D(S_t) = -0,047 + 7 * 10^{-4} IFR_{3,t-1} - 0,439 D(S_{t-2}) + 0,026 FLUT$$

(-2,644) (3,467) (-4,091) (1,566)

R²: 0,245 DW: 1,821 Akaike: -2,338 Prob(F-Statistic): 0,000

S_t : taxa de câmbio prevista para t
IFR_{3,t-1} : índice de força relativa (3 dias) no período t-1
S_{t-2} : taxa de câmbio verificada em t-2
FLUT : variável dummy para política cambial

Todos os coeficientes apresentaram-se significativos, com exceção da dummy. O sinal do coeficiente de IFR_{3,t-1} indicou manutenção da tendência (alta ou baixa) na trajetória do câmbio, sendo compatível com a teoria de bolhas especulativas. O R², igual a 0,245, foi o melhor dentre os modelos grafistas e estruturais.

A estimação trimestral do IFR, da mesma forma que o modelo AR, apresentou significativa melhora no R², passando a 0,653. Os coeficientes, todos altamente significativos, apresentaram os mesmos sinais. Diferentemente da estimação mensal o IFR de melhor resultado foi o de periodicidade 2. Nesta periodicidade também foi obtido melhor resultado com a inclusão de AR(1).

$$D(S_t) = -0,826 + 3,9 * 10^{-3} IFR_{2,t-1} - 0,832 D(S_{t-1}) + 0,607 FLUT + 0,919 AR(1)$$

(-2,102) (5,187) (-9,041) (6,149) (14,573)

R²: 0,653 DW: 1,379 Akaike: -1,701 Prob(F-Statistic): 0,000

- *Médias Móveis (MM)*

As médias móveis são um dos indicadores mais populares dos analistas gráficos que operam no mercado financeiro. Elas são calculadas a partir de uma janela de tempo compreendendo os últimos “n” períodos e se prestam a suavizar o movimento tradicional de zigue-zague das cotações, permitindo extrair uma tendência. Médias móveis de amplitude menor (3 ou 5 dias) flutuam mais que as de amplitude maior (21 ou 60 dias). Uma forma comum de trabalho com médias móveis envolve a combinação de uma média curta com outra longa, sendo os pontos de compra/venda determinados pelo ultrapassagem da média longa/curta pela média curta/longa. Sua fórmula de cálculo é a seguinte:

$$M(n)_t = \frac{\sum_{i=1}^n S_{t-i}}{n}$$

$M(n)_t$: Média móvel de n dias em t
 S_{t-i} : taxa de câmbio observada em t-i

Foram estimados modelos com diversas combinações de periodicidades de médias móveis, de 2 a 12 meses, tendo-se obtido os melhores resultados com a diferença entre as médias de 2 e 5 meses.

$$D(S_t) = 0,002 - 0,520 (MM2 - MM5)_{t-1} + 0,209 D(S_{t-1}) + 0,029 FLUT$$

(0,189) (-3,209) (1,829) (1,578)

R²: 0,139 DW: 1,807 Akaike: -2,181 Prob(F-Statistic): 0,009

S_t : taxa de câmbio prevista para t
 MM2, MM5: Médias móveis de 2 e 5 meses respectivamente
 S_{t-1} : taxa de câmbio verificada em t-1
 FLUT : variável dummy para política cambial

O único coeficiente significativo foi o da diferença das médias móveis, cujo sinal indica reversão de tendência, não sendo compatível com bolhas especulativas. O R² apresentou-se bastante baixo (0,139), da mesma forma que o do modelo AR.

A estimação trimestral apresentou R² um pouco melhor (0,241), porém bem inferior ao do modelo IFR. Os sinais dos coeficientes foram os mesmos da estimação mensal, no entanto todos foram significativos ao nível de 10%. Nesta frequência a combinação de médias móveis que apresentou melhores resultados foi MM2 – MM3.

$$D(S_t) = 0,005 - 2,876 (MM2 - MM3)_{t-1} + 0,751 D(S_{t-2}) + 0,117 FLUT$$

(0,140) (-2,216) (1,893) (1,985)

R²: 0,241 DW: 1,631 Akaike: -0,999 Prob(F-Statistic): 0,114

2.2. MODELOS ESTRUTURAIS

Os modelos estruturais¹ a serem estimados são: o monetário e paridade descoberta de juros com prêmio de risco.

▪ Modelo Monetário (MONET)

O modelo monetário com preços flexíveis, assume que os títulos domésticos e estrangeiros são substitutos perfeitos, e que a condição PPP (*purchasing power parity*) é obedecida, duas premissas bastante discutíveis. De acordo com este modelo a taxa de câmbio esperada, em logaritmo será dada pela seguinte equação:

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(S_t) = & -0,003 + 0,12 [\text{Dlog}(M1_{t-1}) - \text{Dlog}(M1^*_{t-1})] - 0,001 [I_{t-1} - I^*_{t-1}] + 0,08 [\text{Dlog}(Y_{t-1}) - \text{Dlog}(Y^*_{t-1})] + 0,012 \text{flut} \\ & (-0,153) \quad (1,095) \qquad \qquad \qquad (-0,147) \qquad \qquad \qquad (0,194) \qquad \qquad \qquad (0,844) \\ R^2: & 0,015 \qquad \text{DW: } 1,750 \qquad \text{Akaike: } -2,554 \qquad \text{Prob(F-Statistic): } 0,883 \end{aligned}$$

S_t : Taxa de câmbio prevista para o período t (em log)
 $M1_{t-1}$: Estoque de moeda doméstica em t-1
 M^*_{t-1} : Estoque de moeda nos EUA em t-1
 I_{t-1} : Taxa de juros doméstica em t-1
 I^*_{t-1} : Taxa de juros estrangeira em t-1
 Y_{t-1} : PIB doméstico em t-1
 Y^*_{t-1} : PIB estrangeiro em t-1

A regressão acima apresentou todos os coeficientes não significativos e R^2 extremamente baixo, embora não seja possível fazer uma comparação direta com os R^2 das demais equações, por esta estimar o log da taxa de câmbio. De certa forma isto era esperado, já que o modelo monetário apresenta melhor desempenho apenas em horizontes mais longos, ou na presença de hiperinflação (Frankel e Rose – 1995).

A estimação trimestral apresentou resultados um pouco melhores, $R^2 = 0,218$, e coeficiente para o diferencial no estoque de moeda significativo a 10%.

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(S_t) = & 0,094 + 0,451 [\text{Dlog}(M1_t) - \text{Dlog}(M1^*_t)] + 0,034 [I_t - I^*_t] - 0,173 [\text{Dlog}(Y_{t-1}) - \text{Dlog}(Y^*_{t-1})] + 0,077 \text{flut} \\ & (1,125) \quad (1,766) \qquad \qquad \qquad (1,458) \qquad \qquad \qquad (-0,349) \qquad \qquad \qquad (1,655) \\ R^2: & 0,218 \qquad \text{DW: } 2,604 \qquad \text{Akaike: } -1,391 \qquad \text{Prob(F-Statistic): } 0,246 \end{aligned}$$

▪ Modelo Paridade Descoberta de Juros com Prêmio de Risco (PJPR)

Este modelo admite que os títulos domésticos e estrangeiros não são substitutos perfeitos, admitindo a existência de um prêmio de risco, na forma da equação abaixo:

$$\begin{aligned} D(S_t) = & -0,159 - 0,395 D(S_{t-2}) - 0,019 [I_{t-1} - I^*_{t-1}] + 1,3 * 10^{-4} \text{PRM}_t \\ & (-2,735) \quad (-3,634) \qquad \qquad \qquad (-2,035) \qquad \qquad \qquad (3,099) \\ R^2: & 0,207 \qquad \text{DW: } 1,750 \qquad \text{Akaike: } -2,289 \qquad \text{Prob(F-Statistic): } 0,000 \end{aligned}$$

S_t : Taxa de câmbio prevista para o período t
 S_{t-2} : Taxa de câmbio observada em t-2
 i_t : Taxa de juros doméstica em t-1
 i^*_t : Taxa de juros estrangeira em t-1
 PRM_t : Prêmio de risco Brasil em t

¹ Para uma comparação do desempenho de modelos estruturais de determinação da taxa de câmbio no Brasil, veja Holanda (1994).

As regressões acima apresentaram R^2 satisfatório (0,207), com todos os coeficientes significativos e corretamente sinalizados.

Neste modelo, a estimação trimestral não apresentou resultados claramente superiores aos da estimação mensal, embora o R^2 tenha aumentado para 0,379, o coeficiente do diferencial de taxa de juros deixou de ser significativo. Interpretamos este resultado como evidência de que a arbitragem de juros acontece de forma rápida e no curto prazo.

$$D(S_t) = -0,305 - 0,374 D(S_{t-1}) - 0,020 [I_{t-1} - I_{t-1}^*] + 3,6 * 10^{-4} PRM_t$$

(-1,821) (-2,181) (-0,699) (3,070)

R^2 : 0,379 DW: 2,094 Akaike: -1,241 Prob(F-Statistic): 0,013

2.3. PASSEIO ALEATÓRIO (RANDOM WALK)

▪ Passeio Aleatório (Random Walk)

O passeio aleatório constitui o *benchmark* contra o qual os modelos estimados serão avaliados. Segundo este modelo, a taxa de câmbio prevista para o mês t corresponde à observada em $t-1$. Este modelo foi estimado em nível, com variável de tendência, isto é, o coeficiente de S_{t-1} foi estimado e não foi restrito a ser igual a 1.

$$S_t = S_{t-1} + \varepsilon_t$$

S_t : Taxa de câmbio prevista para o período t

S_{t-1} : Taxa de câmbio observada em $t-1$

ε_t : distúrbio aleatório com esperança zero

2.4. MODELOS MISTOS

Nesta seção revisitaremos os modelos analisados nas seções 2.1 e 2.2 para estimar modelos mistos, obtidos a partir de uma média ponderada de pares de estimadores, sempre envolvendo um estimador grafista e um estrutural com o objetivo de selecionar as melhores combinações.

Das diversas alternativas de modelos testadas a que apresentou melhor resultado foi a derivada da combinação do modelo grafista IFR com o modelo estrutural PJPR, o que não foi surpresa alguma, já que ambos foram os que apresentaram melhor ajuste na estimação pura.

$$D(S_t) = -0,136 - 0,492 D(S_{t-2}) + 1,1 * 10^{-4} PRM_t + 8,6 * 10^{-4} IFR3_{t-1}$$

(-3,991) (-4,750) (3,307) (4,165)

R^2 : 0,318 DW: 2,004 Akaike: -2,439 Prob(F-Statistic): 0,000

Esta equação apresentou R^2 (0,318) superior ao de todos os modelos puros, grafistas ou estruturais. Todos coeficientes foram altamente significativos e corretamente sinalizados, e no caso do IFR3 indicou manutenção de tendência (alta/baixa).

A estimação trimestral, seguindo o padrão dos demais modelos, apresentou um melhor ajuste ($R^2 = 0,552$), tendo mantido-se os sinais dos coeficientes.

$$D(S_t) = -0,333 - 0,443 D(S_{t-1}) + 3,7 * 10^{-4} PRM_t + 1,5 * 10^{-3} IFR3_{t-1}$$

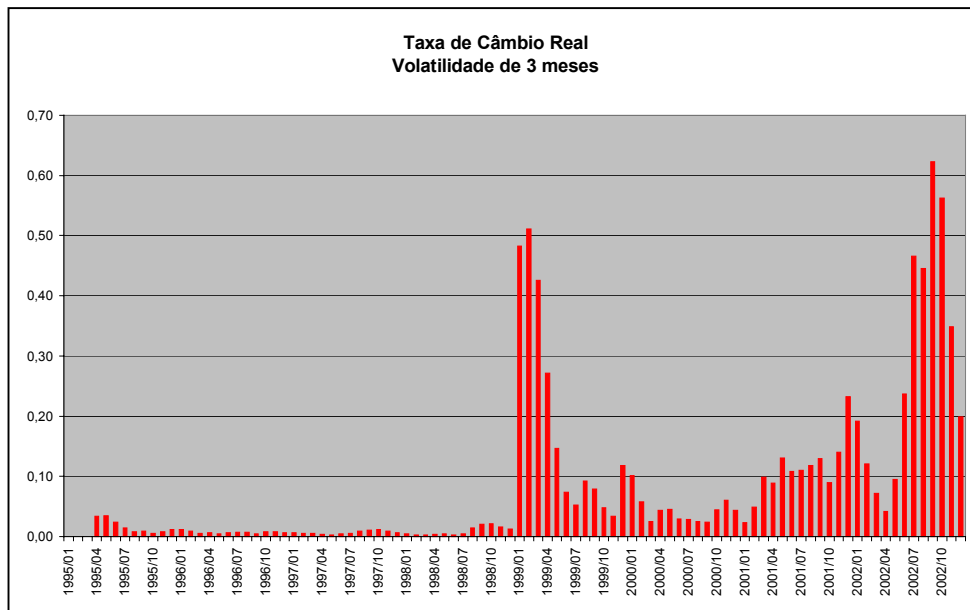
(-3,892) (-2,951) (3,985) (2,647)

R^2 : 0,552 DW: 2,632 Akaike: -1,526 Prob(F-Statistic): 0,000

Em uma segunda fase de estimação dos modelos mistos adotamos uma ponderação variável, calculada em função da volatilidade recente das cotações. Para medir a volatilidade foi utilizado um índice que reflete tanto a magnitude das variações em torno da média do período de tamanho “n” (desvio-padrão), quanto a alternância de altas e baixas dentro do período (somatório do módulo das diferenças entre S_t e S_{t-1}):

$$Vol_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=t-n}^t (S_i - \bar{S}_t)^2}{n} + \frac{\sum_{i=t-n}^t |S_i - S_{i-1}|}{n}}$$

Vol_t : Índice de Volatilidade em t
 S_i, S_{i-1} : Taxas de câmbio observadas em t e t-1 respectivamente
 \bar{S}_t : Taxa de câmbio média no período terminado em t



O resultado do melhor modelo misto com ponderação variável foi o seguinte:

$$D(S_t) = -0,001 - 0,315 D(S_{t-1}) + 2,6 * 10^{-4} ((1-V3)*D(PRM_t)) + 5,9 * 10^{-3} (V3*IFR3_{t-1}) - 0,029 flut$$

(-0,139) (-2,555) (2,841) (5,288) (-1,663)

R^2 : 0,348 DW: 1,557 Akaike: -2,459 Prob(F-Statistic): 0,000

Esta equação apresentou o melhor R^2 de todos os modelos estimados (0,348), embora apenas marginalmente melhor que o melhor modelo misto com pesos constantes. Todos coeficientes foram altamente significativos e corretamente sinalizados, no caso do IFR3 indicou manutenção de tendência (alta/baixa).

A estimação trimestral não apresentou resultados superiores ao misto com pesos fixos, seu R^2 foi 0,574, porém o coeficiente do diferencial de prêmio de risco passou a ser não significativo.

$$D(S_t) = -0,012 - 0,500 D(S_{t-1}) + 2,0 * 10^{-4} ((1-V3)*D(PRM_t)) + 6,1 * 10^{-3} (V3*IFR3_{t-1})$$

(-0,511) (-3,121) (1,250) (4,233)

R^2 : 0,574 DW: 2,359 Akaike: -1,576 Prob(F-Statistic): 0,000

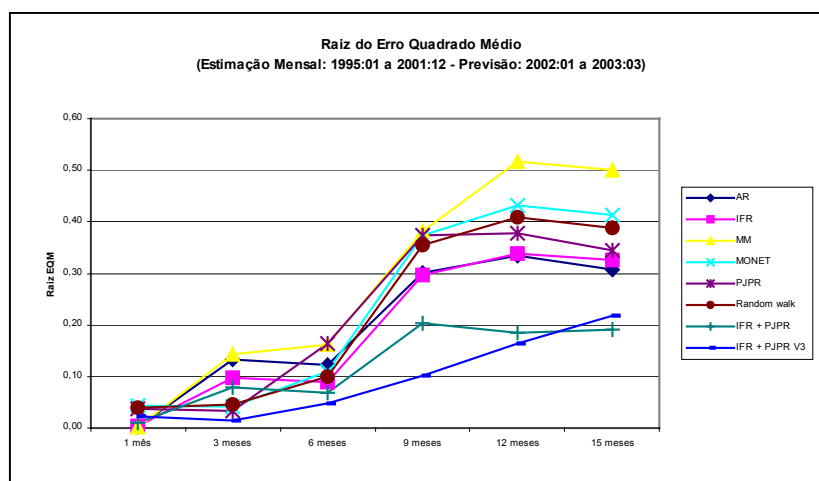
3. COMPARATIVO DAS PREVISÕES

Tendo sido utilizadas as informações relativas ao período de 1995:01 a 2001:12 para estimação dos modelos, testaremos, nesta seção, a capacidade de previsão fora-da-amostra (out of sample) dos modelos, avaliando seus desempenhos em prever a taxa de câmbio real para 1, 3, 6, 9, 12 e 15 meses no período de 2002:01 a 2003:03. Para execução de previsão foram utilizados os valores observados das variáveis explicativas.

A tabela abaixo resume os resultados obtidos, apresentando as estatísticas da raiz do erro quadrado médio (REQM) e erro absoluto percentual médio (EAPM), com os valores inferiores aos do *Random Walk* destacados em negrito.

ERROS DE PREVISÃO FORA-DA-AMOSTRA
ESTIMAÇÃO MENSAL (1995:01 A 2001:12) – PREVISÃO (2002:01 A 2003:03)

Tipo Modelo	Modelo	Erro	Número de Meses					
			1	3	6	9	12	15
Grafista	AR	REQM	0,003	0,132	0,123	0,302	0,335	0,308
		EAPM	0,2%	7,0%	6,7%	10,8%	12,6%	11,4%
Grafista	MM	REQM	0,000	0,190	0,231	0,340	0,461	0,454
		EAPM	0,0%	9,8%	12,4%	13,9%	18,3%	18,3%
Grafista	IFR	REQM	0,004	0,098	0,090	0,297	0,338	0,326
		EAPM	0,2%	5,3%	4,6%	9,5%	11,9%	12,1%
Estrutural	MONET	REQM	0,044	0,041	0,109	0,373	0,432	0,414
		EAPM	2,7%	2,6%	4,4%	11,5%	14,9%	15,1%
Estrutural	PJPR	REQM	0,037	0,033	0,165	0,374	0,378	0,345
		EAPM	2,3%	1,7%	6,7%	12,8%	13,7%	12,4%
Misto pesos fixos	IFR + PJPR	REQM	0,011	0,079	0,069	0,204	0,185	0,191
		EAPM	0,6%	4,4%	3,3%	6,1%	5,7%	6,5%
Misto pesos variáveis	IFR + PJPR	REQM	0,023	0,015	0,048	0,101	0,163	0,217
		EAPM	1,4%	0,9%	2,2%	3,9%	5,9%	8,2%
---	Random Walk	REQM	0,040	0,045	0,099	0,355	0,410	0,388
		EAPM	2,5%	2,8%	4,2%	10,9%	14,1%	13,9%



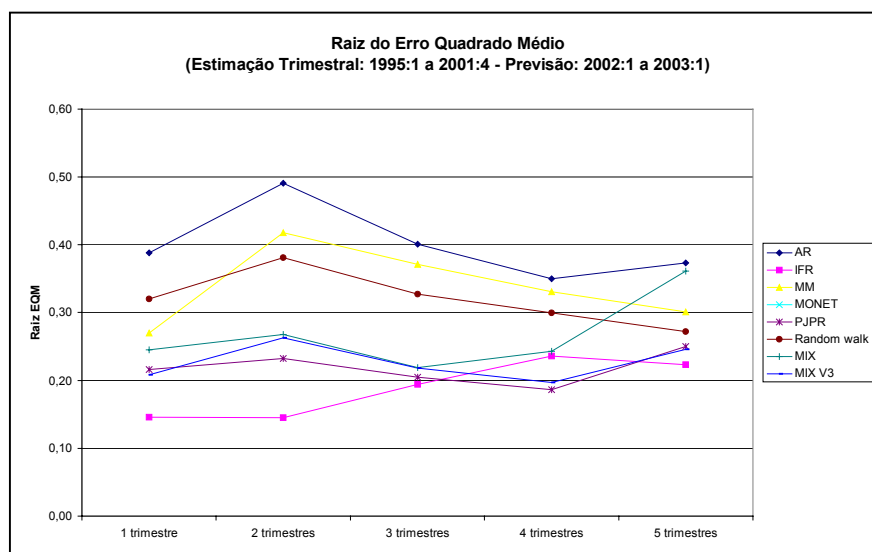
Os resultados mostram a existência de modelos que superam o *Random Walk* em capacidade de previsão para qualquer horizonte de tempo. Podemos ver também que os modelos mistos apresentaram desempenho significativamente superior aos demais, com essa diferença se acentuando para previsões com horizonte a partir de 9 meses. Em segundo lugar, viriam os modelos AR, IFR e PJPR, como os melhores modelos puros de previsão da taxa de câmbio, todos apresentando desempenho superior ao *benchmark* escolhido, o *Random Walk*. No último grupo, em termos de desempenho, viriam os modelos MONET e MM.

ERROS DE PREVISÃO FORA-DA-AMOSTRA

ESTIMAÇÃO TRIMESTRAL (1995:1 A 2001:4) – PREVISÃO (2002:1 A 2003:1)

Tipo Modelo	Modelo	Erro	Número de Trimestres				
			1	2	3	4	5
Grafista	AR	REQM	0,388	0,491	0,401	0,350	0,373
		EAPM	24,2%	30,6%	20,9%	16,6%	17,6%
Grafista	MM	REQM	0,270	0,418	0,371	0,331	0,301
		EAPM	16,8%	25,3%	20,6%	17,2%	14,9%
Grafista	IFR	REQM	0,146	0,145	0,194	0,236	0,223
		EAPM	9,1%	9,2%	10,1%	11,1%	10,4%
Estrutural	MONET	REQM	0,627	0,875	0,912	1,110	1,503
		EAPM	39,1%	53,8%	50,5%	54,7%	67,9%
Estrutural	PJPR	REQM	0,216	0,232	0,205	0,186	0,250
		EAPM	13,4%	14,6%	11,8%	10,0%	12,0%
Misto pesos fixos	IFR + PJPR	REQM	0,245	0,268	0,219	0,243	0,361
		EAPM	15,3%	16,9%	11,5%	11,9%	15,7%
Misto pesos variáveis	IFR + PJPR	REQM	0,208	0,263	0,218	0,197	0,246
		EAPM	12,9%	16,4%	11,9%	10,1%	11,8%
---	Random Walk	REQM	0,320	0,381	0,327	0,300	0,272
		EAPM	20,0%	23,9%	18,5%	16,0%	13,8%

A tabela acima mostra que as melhores previsões em frequência trimestral foram dos modelos puros IFR e PJPR, seguidos de perto pelo modelo misto IFR + PRM, embora este tenha apresentado significativa piora na previsão para o 5º trimestre. Estes três modelos superaram com certa folga o *Random Walk*. Com previsões um pouco piores que o *Random Walk* figuraram os modelos MM e AR, sendo notável a perda de desempenho do modelo AR ao passar da frequência mensal para trimestral. Notável também a péssima previsão do modelo MONET nesta frequência, tão afastada das previsões dos demais modelos que foi excluída do gráfico exibido abaixo.



Na comparação das frequências mensal e trimestral percebe-se que, enquanto os erros REQM de previsão trimestrais mostram uma tendência de convergência para o intervalo de 0,2 a 0,3 à medida que se aumenta a distância da previsão, os erros REQM mensais seguem uma nítida tendência crescente no intervalo entre 6 e 12 meses, período que coincidiu com a campanha presidencial de 2002, seguida de uma estabilização no patamar de 0,2 a 0,4.

4. CONCLUSÕES

Contrariando estudos anteriores, pudemos identificar modelos com desempenho superior ao *Random Walk* na previsão fora-da-amostra, em todos os horizontes de tempo analisados e em ambas frequências: mensal e trimestral. Neste trabalho os modelos IFR e PJPR, bem como a combinação linear de ambos, apresentaram REQM e EAPM significativamente inferiores aos do *Random Walk*.

Dentre os modelos grafistas destacamos o bom desempenho do modelo IFR em ambas frequências, e do modelo AR em frequência mensal.

O destaque na previsão da taxa de câmbio ficou com o modelo misto IFR + PJPR em frequência mensal, que apresentou EAPM na faixa de 5%, significativamente inferior ao dos demais modelos.

Os resultados obtidos demonstram que as variáveis macroeconômicas da economia (M1, PIB) tiveram influência desprezível no comportamento da taxa de câmbio real no período analisado. A exceção ficou por conta da taxa de juros reais e do prêmio de risco país.

A evolução da taxa de câmbio no período analisado seria melhor explicada por modelos grafistas (IFR, AR) ou de paridade de juros (PJPR), o que sugere a existência de movimentos especulativos de curto prazo, os quais teriam sido suficientemente fortes para produzir desvios da taxa de câmbio de sua tendência de longo prazo, baseada nos parâmetros macroeconômicos da economia.

Uma possível extensão aos modelos estudados envolveria a inclusão das expectativas futuras dos agentes, obtidas a partir de pesquisas de mercado ou do prêmio no mercado futuro de câmbio. Esta modificação provavelmente melhoraria os resultados aqui obtidos, que trabalham somente com expectativas adaptativas, isto é, voltadas à análise da série temporal passada, já que todos os modelos grafistas (AR, IFR e MM) não passam de análises sofisticadas da série de câmbio passada.

5. BIBLIOGRAFIA

Frankel, Jeffrey. A. e Kenneth A. Froot (1990a), *Chartists, fundamentalists and the demand for dollars*, em *Private behaviour and government policy in interdependent economies*, editado por A. S. Courakis e M. P. Taylor, Clarendon Press: Oxford.

Frankel, Jeffrey. A. e Kenneth A. Froot (1990b), *Exchange rate forecasting techniques, survey data, and implications for the foreign exchange rate market*, NBER Working Paper n° 3470.

Frankel, Jeffrey. A. e Andrew K. Rose (1995), *Empirical Research on Nominal Exchange Rates*, em *Handbook of International Economics*, vol. III, editado por G. Grossman and K. Rogoff, Elsevier Science.

Holanda, Marcos C. (1994), *Exchange Rate Models and the Black Market for the Dollar in Brazil*, Anais do XVI Encontro Brasileiro de Econometria, Florianópolis, pag. 494 a 520.

Krugman, Paul R. e Maurice Obstfeld, *International Economics, Theory and Policy*, 5ª edição, Addison-Wesley.

Lassele, Laurence, Serge Svizzero, e Clem Tisdell, *Heterogeneous beliefs and instability*, apresentado na conferência Money, Macro and Finance Group 2001 em Belfast, UK, disponível na Internet.

Meese, R. A. e Kenneth Rogoff (1983), *Empirical exchange rate models of the seventies*, *Journal of International Economics*, 1413-1424.

Noronha, Márcio (2001), *Curso de Análise Técnica*.

DADOS

S_t : taxa de câmbio – livre – dólar americano – venda (Banco Central do Brasil)

M_t : meios de pagamento – M1 – saldo diário (Banco Central do Brasil)

M_t^* : M1 – money stock – EUA (Federal Reserve Bank of Sant Louis)

i_t : taxa de juros – selic - % a.d. (Banco Central do Brasil)

i_t^* : Effective federal funds rate - EUA (Federal Reserve Bank of Sant Louis)

Y_t : PIB acumulado nos últimos 12 meses (Banco Central do Brasil)

Y_t^* : Gross Domestic Product - EUA (Federal Reserve Bank of Sant Louis)

PRM : C-Bond – spread em pontos base (IPEA)

FONTE DOS DADOS

Banco Central do Brasil – Séries temporais: <http://www.bancocentral.gov.br>

Federal Reserve Bank of Sant Louis – Research data: <http://research.stlouisfed.org/fred2/>

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada: <http://www.ipea.gov.br>