



Munich Personal RePEc Archive

An essay on the foreign exchange rate expectations in Brazil

Gaglianone, Wagner Piazza and Pereira, Ana Luiza Louzada

2005

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/20840/>
MPRA Paper No. 20840, posted 21 Feb 2010 11:46 UTC

Um Ensaio sobre Expectativas da Taxa de Câmbio no Brasil

Wagner Piazza Gaglianone*

Ana Luiza Louzada Pereira**

Abstract

This article analyses the behaviour of the Brazilian exchange rate (Real/US dollar) and the corresponding values forecasted by the market agents, from 2001 (November) to 2004 (May). We use the data-base of the Brazilian Central Bank, called "Sistema de Expectativas de Mercado", which has been created in 1999. We evaluate the rational expectations hypothesis (REH) for the exchange rate market, comparing the mean value predicted by some Brazilian financial institutions with the daily exchange rate that has really occurred (PTAX). The particular arrangement of the data-base allows us to make the analysis in two different ways: with fixed-event forecasts and also with "rolling-event" forecasts. The main result suggests that the Brazilian exchange rate market supports the weak form of the REH, for short horizons of forecasting.

Resumo

O objetivo deste artigo é realizar um estudo sobre o comportamento das expectativas para a taxa de câmbio nominal brasileira, no período de novembro de 2001 até maio de 2004. Para tanto, são utilizados os dados do Sistema de Expectativas de Mercado, criado pelo Banco Central do Brasil em 1999. Com base nestas informações, analisamos a hipótese de expectativas racionais para a evolução da taxa de câmbio nominal, confrontando os valores previstos com os efetivamente realizados (PTAX). A disposição dos dados de expectativas nos permite abordar o problema sob duas óticas: com horizontes de previsão fixo e variável. Desta forma, alguns testes são conduzidos, indicando, de modo geral, a não rejeição da hipótese fraca de expectativas racionais para os agentes brasileiros.

Palavras-chave: taxa de câmbio; volatilidade, expectativas racionais.

JEL codes: E37; F31.

1. Introdução

A hipótese de expectativas racionais revolucionou a análise macroeconômica nas últimas décadas. Entretanto, sua verificação empírica ainda gera controvérsias (Grant e Thomas, 1999). A racionalidade das expectativas é de fundamental importância para a validação de modelos teóricos em macroeconomia, sendo vasta a literatura sobre previsões dos agentes para taxas futuras de inflação. Todavia, poucos são os trabalhos analisando a hipótese de expectativas racionais (HER) para a taxa de câmbio nominal.

Submetido em Outubro de 2004. Revisado em Maio de 2005. Os autores agradecem ao Professor Marcelo Fernandes pelos preciosos comentários e também às sugestões de dois pareceristas anônimos, que em muito contribuíram para aperfeiçoar o artigo. Erros remanescentes são de nossa responsabilidade.

*EPGE/FGV e Banco Central do Brasil. E-mail: wagner@fgvmail.br

**EPGE/FGV e Petrobras - Petróleo Brasileiro S.A. E-mail: aluiza@fgvmail.br

O Banco Central do Brasil iniciou em maio de 1999 a coleta diária das expectativas do mercado para a evolução das principais variáveis macroeconômicas brasileiras, consultando, inicialmente, cerca de cinquenta instituições financeiras e consultorias (Marques et alii, 2003). Posteriormente, a pesquisa de expectativas evoluiu, tanto pelo maior número de instituições pesquisadas, como pela incorporação à pesquisa de novas variáveis (taxa de câmbio nominal e taxa de juros, dentre outras), e ainda pela coleta de dados mensais ou trimestrais, além dos anuais.

Já existem trabalhos analisando as expectativas de inflação no Brasil com base nos dados gerados pelo Sistema de Expectativas, tais como Alves (2001), porém, existem ainda inúmeras lacunas a serem analisadas. Por exemplo, como as expectativas para a taxa de câmbio nominal se formam e o que explicaria o seu comportamento observado.¹ Cabe citar, neste contexto, os estudos de Forsells e Kenny (2002) que, com base no “European Commission’s Consumer Survey” sobre a inflação futura, derivam estimativas da inflação esperada, analisando suas características empíricas. Em seus resultados, os autores verificam a racionalidade dos agentes, bem como citam evidências de um grau de racionalidade crescente nos anos 90 em comparação com a década anterior. Em suma, os estudos sobre expectativas estão basicamente focados em inflação e estudam bases de dados com horizonte fixo.

A contribuição deste trabalho para a literatura é a utilização do Sistema de Expectativas, para o estudo das previsões da taxa de câmbio nominal no Brasil, e a realização de testes de racionalidade dos agentes econômicos com base em duas metodologias: com horizontes de previsão fixo e variável. Além disso, apresentamos uma análise da volatilidade dos erros de previsão, com aplicações dos modelos GARCH. Os resultados, de forma geral, indicam a não rejeição da hipótese fraca de expectativas racionais para os agentes brasileiros.

Este artigo está estruturado da seguinte maneira: na seção 2 descreve-se a base de dados utilizada. A seção 3 aborda as duas metodologias de estudo (horizonte fixo e variável), apresentando também os resultados de volatilidade e dos testes de racionalidade. Na seção 4, por fim, são expostas as conclusões do trabalho.

2. Base de Dados

As expectativas para a taxa de câmbio nominal são coletadas conforme regras específicas estabelecidas pelo Banco Central do Brasil. Os 24 dados coletados diariamente no mercado são compostos por 14 expectativas mensais da taxa de câmbio nominal, para o último dia útil dos próximos 14 meses, além de 5 expectativas para a média anual e 5 para o último dia útil de dezembro (dos próximos 5 anos). As expectativas são fornecidas diariamente por cerca de 88 instituições, dentre as quais 59 bancos, 8 asset managers, 6 corretoras, 8 consultorias, 6 empresas não-financeiras e 1 fundo de previdência complementar, que são questionadas,

¹A cada ano as curvas de expectativas se deslocam paralelamente, padrão este que não sofre alterações mesmo com as agudas desvalorizações cambiais experimentadas em 2001 e 2002.

por exemplo no dia 01/11/2001, sobre a taxa de câmbio nominal (PTAX) que ocorrerá no dia 31/11/2001, ou seja, com horizonte de previsão de 30 dias.

No dia seguinte, a mesma pergunta é realizada, agora com um horizonte de 29 dias, e assim segue até a data t da consulta coincidir com a data T (fixa) da taxa PTAX. Assim, somos capazes de construir uma série de expectativas para o evento de previsão (PTAX no dia 31/11), com horizontes decrescentes, conforme a linha temporal se aproxima da realização do evento, na data T .

Para que as instituições permaneçam cadastradas no Sistema de Expectativas, o Banco Central exige que a atualização dos dados seja feita regularmente, para que não se incorra no problema de estar trabalhando com informações desatualizadas. De acordo com Marques et alii (2003), dessas instituições, cerca de 65%, em média, alteram suas expectativas semanalmente. Apesar dos resultados da pesquisa serem divulgados utilizando-se diversas estatísticas tais como a média, a mediana, o desvio-padrão e o intervalo entre os valores máximo e mínimo, daremos ênfase à mediana das expectativas, de modo a minimizar a importância dos “outliers” da amostra considerada.

Cabe ressaltar que, diariamente, os agentes consultados fazem uma previsão para a taxa de câmbio nominal do último dia útil dos próximos 14 meses. Desta forma, no presente trabalho analisamos 31 eventos, ou seja, previsões para os últimos dias úteis dos meses referentes ao período de novembro de 2001 até maio de 2004, contendo horizontes de previsão de até 427 dias, através de um total de 649 observações diárias. As figuras seguintes apresentam a evolução do câmbio nominal (PTAX) no período analisado e as 31 curvas de expectativas, construídas com base na tabela 1.



Figura 1
Taxa de câmbio (PTAX) – venda (R\$/USD)

Tabela 1

Mediana das expectativas de mercado para a taxa de câmbio nominal (R\$/USD) no fim do mês

Data da coleta	nov-01	dez-01	jan-02	fev-02	mar-02	abr-02	mai-02	jun-02	jul-02	ago-02	set-02	out-02	nov-02	dez-02	jan-03
6/11/2001	2,76	2,80	2,81	2,81	2,80	2,82	2,84	2,86	2,88	2,89	2,90	2,83	2,78	2,90	
7/11/2001	2,75	2,80	2,80	2,80	2,80	2,81	2,81	2,82	2,84	2,84	2,86	2,88	2,85	2,85	
8/11/2001	2,75	2,75	2,74	2,75	2,78	2,80	2,81	2,81	2,83	2,80	2,82	2,85	2,82	2,85	
9/11/2001	2,70	2,73	2,73	2,75	2,76	2,80	2,80	2,80	2,83	2,80	2,80	2,84	2,81	2,83	
12/11/2001	2,70	2,70	2,70	2,70	2,75	2,79	2,80	2,80	2,79	2,80	2,80	2,80	2,80	2,80	
13/11/2001	2,70	2,70	2,70	2,70	2,75	2,80	2,80	2,80	2,83	2,80	2,80	2,82	2,80	2,80	
14/11/2001	2,65	2,70	2,70	2,70	2,75	2,80	2,80	2,80	2,83	2,80	2,80	2,83	2,80	2,80	
16/11/2001	2,60	2,70	2,70	2,70	2,75	2,76	2,80	2,80	2,80	2,80	2,80	2,80	2,80	2,80	
19/11/2001	2,60	2,70	2,67	2,70	2,74	2,75	2,78	2,80	2,80	2,80	2,80	2,80	2,79	2,79	
20/11/2001	2,60	2,70	2,66	2,67	2,74	2,75	2,73	2,75	2,76	2,75	2,78	2,80	2,78	2,77	
21/11/2001	2,60	2,66	2,65	2,67	2,72	2,73	2,72	2,75	2,75	2,75	2,76	2,77	2,77	2,75	
22/11/2001	2,60	2,66	2,65	2,67	2,71	2,71	2,71	2,75	2,75	2,75	2,76	2,75	2,77	2,75	
23/11/2001	2,57	2,65	2,64	2,66	2,70	2,71	2,71	2,72	2,74	2,75	2,75	2,75	2,77	2,75	
26/11/2001	2,55	2,64	2,62	2,65	2,70	2,70	2,70	2,70	2,73	2,75	2,75	2,75	2,77	2,75	
27/11/2001	2,55	2,60	2,61	2,65	2,68	2,70	2,70	2,70	2,72	2,75	2,75	2,75	2,77	2,75	
28/11/2001	2,55	2,60	2,61	2,64	2,65	2,70	2,70	2,70	2,72	2,72	2,75	2,75	2,77	2,75	
29/11/2001	2,55	2,60	2,61	2,63	2,65	2,70	2,70	2,70	2,72	2,75	2,75	2,75	2,77	2,75	
30/11/2001	2,55	2,60	2,61	2,63	2,65	2,69	2,70	2,70	2,71	2,72	2,75	2,75	2,77	2,75	
3/12/2001	2,55	2,60	2,61	2,63	2,65	2,69	2,70	2,70	2,71	2,72	2,75	2,75	2,77	2,75	
4/12/2001	2,55	2,60	2,60	2,63	2,64	2,68	2,70	2,70	2,71	2,72	2,75	2,75	2,77	2,75	
5/12/2001	2,54	2,60	2,60	2,62	2,63	2,66	2,67	2,70	2,70	2,72	2,75	2,75	2,75	2,70	
6/12/2001		2,60	2,60	2,60	2,63	2,65	2,67	2,69	2,70	2,72	2,75	2,75	2,70	2,70	
7/12/2001		2,60	2,60	2,60	2,62	2,62	2,65	2,65	2,70	2,70	2,74	2,75	2,70	2,70	2,80
10/12/2001		2,55	2,56	2,58	2,60	2,62	2,64	2,65	2,66	2,70	2,70	2,72	2,70	2,70	2,73
11/12/2001		2,52	2,53	2,55	2,59	2,60	2,63	2,64	2,65	2,69	2,70	2,70	2,70	2,70	2,60

Notas: 1) A tabela acima ilustra apenas o bloco inicial da base de dados do Sistema de Expectativas de Mercado.

2) A coleta diária de expectativas da taxa de câmbio nominal (para os próximos 14 meses) foi iniciada em 06/11/2001.

3) Um "evento" é uma série gerada por uma coluna da tabela acima.

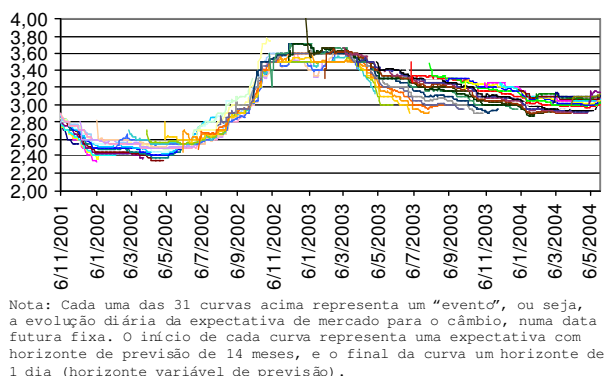


Figura 2
Expectativas de câmbio nominal com horizonte variável (R\$/USD)

3. Metodologia

3.1 Horizonte fixo de previsão

Como as expectativas de câmbio consideradas no Sistema de Expectativas do Banco Central são sempre medidas em relação ao último dia de cada mês, nota-se que se está lidando com uma série em que os horizontes de previsão para cada mês em particular são variáveis. Ou seja, os horizontes de previsão são decrescentes ao longo do tempo, e na medida em que diminui o intervalo entre o dia corrente e o último dia útil do mês, espera-se que as expectativas converjam para a taxa de câmbio nominal realizada, já que o grau de incerteza para prazos menores de previsão é significativamente menor.

Com o intuito de analisar as particularidades da formação das expectativas cambiais no Brasil, optamos por compor diversas séries, apresentando variações tanto no horizonte de previsão quanto na frequência em que os dados são observados. Apesar de contarmos com uma base de dados com 649 observações, ao compor séries de expectativas com horizontes de previsão fixos, perdemos muita informação, já que o Sistema de Expectativas em questão foi desenvolvido para trabalhar com eventos fixos de previsão, contemplando assim horizontes variáveis.

Dessa forma, foi desenvolvida neste estudo uma metodologia de agregação de expectativas, que seleciona da base de dados somente os itens cuja diferença entre a data de previsão e a data corrente é igual ao horizonte de previsão desejado. Serão consideradas séries de expectativas mensais com horizontes de previsão de 30, 60, 90, 180 e 360 dias, e também séries de expectativas quinzenais com horizontes de previsão de 180 e 360 dias.

No caso dos dados mensais, como as informações são enviadas ao Sistema somente nos dias úteis, para evitar o problema de desconsiderar alguns meses cujo último dia do mês não seja um dia útil, foram considerados dados cujos horizontes

de previsão estivessem contidos em um intervalo de 3 dias, sendo escolhido, então, o valor mais próximo. Essa limitação do sistema, no que se refere a séries de horizonte fixo, fez com que tivéssemos que trabalhar com séries pequenas, cujo número de observações variou de 20 a 30.

Para que pudéssemos gerar resultados mais confiáveis, optamos também por trabalhar com séries de dados quinzenais. A metodologia de construção dessas séries baseia-se na hipótese de que para séries com horizonte longo de previsão (180 e 360 dias) seria razoável considerar que um intervalo de 15 dias não seria suficiente para alterar significativamente o conjunto de informação dos agentes. As séries geradas com esta frequência tiveram 39 e 51 observações para horizontes de 360 e 180 dias, respectivamente. Vale lembrar que a janela de 15 dias representa, aproximadamente, apenas 8% e 4% do total do horizonte de 180 e 360 dias, respectivamente.

Para testar se a consideração de estimativas com um atraso de 15 dias para séries de longo prazo alterava significativamente as características da distribuição de expectativas de câmbio nominal, foram construídos dois tipos de séries quinzenais. Uma delas seleciona as expectativas com um horizonte aproximado de 360 a 345 dias, de modo que se está considerando que as estimativas realizadas nos dias 15 e 30 de cada mês são equivalentes. O outro seleciona um intervalo cujo horizonte médio é de 360 dias, mas possui valores máximo e mínimo de horizontes de 367 e 353 dias, totalizando uma variação tolerada de 15 dias; no entanto, serão utilizados para compor a série somente os valores extremos do intervalo.

É interessante observar que todas as séries de erros de previsão, para horizontes de curto e longo prazo, e tanto para dados mensais quanto quinzenais, apresentam assimetria negativa, o que significa que os agentes subestimam a taxa de câmbio nominal.² Já no caso da curtose das séries, nota-se que tanto as séries de expectativas quanto as séries de erros de previsão consideradas neste estudo apresentam curtose decrescente com o horizonte de previsão, resultado bastante intuitivo na medida em que as séries se tornam cada vez mais planas ou platicúrticas (curtose menor que 3) quando cresce o horizonte de previsão, já que um horizonte maior agrega maior incerteza. Ou seja, as expectativas estão mais dispersas à medida que cresce o horizonte em que a projeção é feita. Os dois tipos de séries quinzenais, para horizontes de 180 e 360 dias, apresentaram valores de assimetria e curtose bastante semelhantes, demonstrando que as duas formas utilizadas de construções das séries não alteraram significativamente as estatísticas descritivas das mesmas.

3.1.1 Análise da volatilidade

Considerando que os agentes econômicos realizam suas projeções de câmbio baseando-se em um conjunto de informação que varia ao longo do tempo,

²A explicação para este erro sistemático tanto pode vir de modelos de previsão incorretos quanto da sistemática de pesquisa de expectativas. Um melhor entendimento dos modelos utilizados pelo mercado, assim como dos microfundamentos da pesquisa de expectativas pode enriquecer a discussão do tema e serve como sugestão para extensão deste trabalho.

e na medida em que essas informações possam oscilar, de forma a apresentar em certos períodos condições suficientes para se estimar eficientemente a variável câmbio nominal, enquanto em outros períodos ser constituída de informações insuficientes, é bastante razoável esperar que os resíduos obtidos ao regredirmos o câmbio nominal realizado em suas expectativas sejam heterocedásticos.

Surge, então, a necessidade de modelar a volatilidade dos erros de previsão, de modo a obter estimativas mais eficientes dos parâmetros das regressões estudadas. Para isso, serão realizados alguns testes de diagnóstico para verificar se os erros realmente apresentam variância não constante ao longo do tempo, e na medida em que isso se confirme, estudar-se-á qual modelo se encaixa melhor nas séries utilizadas.

O primeiro teste realizado para todas as séries dos diversos horizontes fixos de previsão foi a análise dos correlogramas dos quadrados dos resíduos, apresentados no anexo A.2. O correlograma apresenta as funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial para um determinado número de defasagens. Optou-se por avaliar o correlograma para o nível das séries em questão, utilizando-se defasagens de até 16 períodos. Se não houver heterocedasticidade condicional nos resíduos, as autocorrelações e autocorrelações parciais devem estar bem próximas de zero para todas as defasagens, assim como a estatística Q de Ljung-Box para as diferentes defasagens deve apresentar valores insignificantes, com p-valores altos.

Os correlogramas dos quadrados dos resíduos da regressão simples do câmbio nominal em sua expectativa mostram que somente para horizontes maiores (180 e 360 dias), e para dados quinzenais, se justifica modelar um GARCH para os resíduos da regressão que testa a racionalidade dos agentes. Esse resultado provavelmente está sendo afetado pelo pequeno número de observações em cada uma das séries analisadas, viés minimizado para o caso das séries quinzenais, em que o número de observações é maior.

O segundo teste realizado se constitui em um teste de multiplicador de Lagrange para a heterocedasticidade condicional autoregressiva nos resíduos, de modo que a hipótese nula considera que não existe heterocedasticidade nos resíduos até a ordem p . Esse teste faz uso de uma regressão auxiliar dos resíduos quadrados em uma constante e nos resíduos quadrados defasados até a ordem p , e apresenta a estatística-F que averigua a significância do conjunto de p-valores defasados de erros de previsão, assim como a estatística definida pelo número de observações da amostra multiplicado pelo coeficiente de determinação (R^2) da regressão, que é a estatística do teste LM. Esse teste gera os mesmos resultados do primeiro teste realizado, de correlogramas dos quadrados dos resíduos, de modo que somente as séries quinzenais de 180 e 360 dias devem ter suas volatilidades modeladas.

O terceiro teste de diagnóstico utilizado, visando a modelagem da heterocedasticidade condicional das séries, foi o teste de White, que utiliza também uma regressão auxiliar onde os quadrados dos resíduos são regredidos em todos os possíveis produtos cruzados dos regressores utilizados. As estatísticas de teste são as mesmas do teste anterior, assim como os resultados obtidos.

Com base nos testes descritos acima, decidiu-se adotar o modelo GARCH(p, q) para analisar a dinâmica da heterocedasticidade condicional das séries quinzenais de horizontes de previsão de 180 e 360 dias, que apresentam um maior número de observações, melhorando o grau de confiança dos resultados. Como os correlogramas dos resíduos das regressões da PTAX na expectativa de câmbio nominal indicam que os mesmos seguem um processo autoregressivo de ordem 1, optamos por um modelo AR(1)-GARCH(1,1) na série de erros de previsão (U_t).

$$U_t = c_1 + \rho U_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$V(U_t | U_{t-1}, U_{t-2}, \dots) = c_2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i U_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2)$$

Na tabela seguinte estão dispostos os coeficientes do modelo AR(1)-GARCH(1,1) para as séries de erros de previsão com horizontes fixos de 180 e 360 dias. Para que haja estacionariedade fraca no modelo GARCH, a soma dos coeficientes ARCH e GARCH deve ser menor que 1. Essa condição é atendida para o modelo de horizonte de 180 dias, porém, não se rejeita a hipótese nula de que os coeficientes sejam zero, de modo que nada se pode dizer a respeito deste modelo. A conclusão a que chegamos é que os resultados do modelo GARCH não são confiáveis devido ao pequeno número de observações em cada uma das séries utilizadas.

O ideal seria impor positividade nos parâmetros α e β , de forma a garantir uma variância positiva, o que não foi realizado neste estudo devido à restrição das séries disponíveis, cujo número de observações é reduzido, gerando coeficientes não significativos para o modelo de heterocedasticidade.

Tabela 2

Coeficientes do modelo AR(1)-GARCH(1,1) e resultados dos testes de especificação realizados

$$U_t = c_1 + \rho U_{t-1} + \epsilon_t$$

$$V(U_t | U_{t-1}, U_{t-2}, \dots) = c_2 + \alpha U_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

	Horizonte fixo de 180 dias	Horizonte fixo de 360 dias
ρ	0,9939	0,9499
(p-valor)	(0,0000)	(0,0000)
α	0,5433	-0,2211
(p-valor)	(0,1128)	(0,0004)
β	-0,2189	1,1331
(p-valor)	(0,4897)	(0,0000)
n ^o obs.	51	39
Testes de Especificação		
Teste LM*	Horizonte fixo de 180 dias	Horizonte fixo de 360 dias
Estatística F	45,83	12,90
(p-valor)	(0,0000)	(0,0001)
n ^o obs.*R ²	32,63	15,96
(p-valor)	(0,0000)	(0,0003)
Teste de White	Horizonte fixo de 180 dias	Horizonte fixo de 360 dias
Estatística F	8,30	14,67
(p-valor)	(0,0008)	(0,0000)
n ^o obs.*R ²	13,11	17,51
(p-valor)	(0,0014)	(0,0002)

Nota: * Teste de multiplicador de Lagrange para a heterocedasticidade condicional autoregressiva nos resíduos até a ordem p=2.

3.1.2 Racionalidade dos agentes

De acordo com Obstfeld e Rogoff (1996) uma expectativa racional é uma esperança matemática condicionada no conjunto de informações disponível ao agente. A hipótese de expectativas racionais (HER), sob o ponto de vista econômico, não exige que as previsões estejam corretas, mas sim, uma vez baseadas em modelos econômicos corretos, que os erros de previsão não sejam viesados nem correlacionados com as informações na qual a previsão está condicionada.

Segundo Grant e Thomas (1999), uma forma fraca de racionalidade dos agentes pode ser testada verificando se o erro de previsão é um ruído branco. A forma forte de HER requer, no entanto, que os erros sejam não correlacionados com qualquer variável econômica relevante, disponível no momento da emissão da expectativa.

Grant lembra, também, que a existência de autocorrelação nos erros de previsão pode resultar numa rejeição da hipótese de racionalidade, quando de fato ela existe. No curto prazo, os agentes tendem a superestimar (ou subestimar) a série prevista, porém, gradualmente aprendem a utilizar as informações contidas nos erros (cometidos em expectativas passadas) para emitir futuras previsões. Este processo de aprendizado pode ser verificado com os resultados obtidos nos testes feitos para horizontes fixo e variável.

Conforme Forsells e Kenny (2002), o estudo de expectativas para a taxa de inflação na região do Euro sugere uma forma “intermediária” de racionalidade dos agentes, dado que a hipótese forte não pode ser sustentada.³ Há evidências

³Segundo os autores, testes de eficiência sugerem uma forma intermediária de racionalidade (ao

do aumento deste “grau de racionalidade” entre as décadas de 80 e 90, com as previsões se tornando mais acuradas e menos viesadas.

Uma motivação inicial para esta questão é apresentada na tabela seguinte, com um teste de causalidade de Granger (GC) entre a PTAX e sua respectiva expectativa, com horizontes fixos de previsão. Os resultados sugerem haver uma precedência temporal entre a PTAX e as séries de expectativas para horizontes de até 90 dias.

Tabela 3

Teste de causalidade de Granger entre as séries da PTAX e da expectativa do câmbio nominal (com horizonte fixo de previsão)

Horizonte (dias)	Dados	Ho: Expectativa não GC PTAX (p-valor 5 defasagens)	Ho': PTAX não GC Expectativa (p-valor 5 defasagens)
30	mensais	0,062	0,000 (**)
60	mensais	0,204	0,000 (**)
90	mensais	0,095	0,003 (**)
180	mensais	0,290	0,409
360	mensais	0,981	0,331
180 (a)	quizenais	0,135	0,355
180 (b)	quizenais	0,012 (*)	0,552
360 (a)	quizenais	0,939	0,257
360 (b)	quizenais	0,857	0,287

Notas:(1) (*) indica rejeição de Ho ou Ho' a 5% e (**) rejeição a 1%

(2) (a) e (b) indicam as duas metodologias de geração de dados quizenais, descritas na seção Horizonte Fixo de Previsão.

Para analisar a hipótese de expectativas racionais com horizontes fixos, utilizamos 2 testes de racionalidade, sendo C_t : taxa nominal de câmbio (PTAX - venda do dia t) e P_t : previsão da taxa nominal de câmbio do dia t . Na tabela 4, apresentamos os resultados do teste A, cujos testes de diagnóstico encontram-se no anexo A.4, indicando uma rejeição de HER para horizontes de previsão maiores que 90 dias, através do p-valor da estatística F para Ho: ($c_1 = 0$; $c_2 = 1$)

invés de uma forma plena), dado que os agentes consideram um amplo, mas não completo, conjunto de informações na formação de suas expectativas.

Tabela 4

Teste de racionalidade dos agentes – horizonte fixo (teste A): $C_t = c_1 + c_2 P_t + \varepsilon_t$ onde C_t : taxa de câmbio nominal (PTAX) e P_t : previsão do câmbio

Horizonte	Dados	c_1	c_2	R^2_{ajust}	n. obs.	Ho' (p-valor)	Ho (p-valor)
30	mensais	0,37 (0,81)	0,89 (5,64)	0,57	30	0,00	0,65
60	mensais	1,04 (1,45)	0,66 (2,83)	0,33	29	0,00	0,36
90	mensais	2,06 (2,08)	0,33 (1,06)	0,05	28	0,13	0,11
180	mensais	4,63 (6,70)	-0,50 (-2,42)	0,31	25	0,00	0,00
360	mensais	4,18 (7,04)	-0,35 (-2,08)	0,25	20	0,01	0,00
180 (a)	quizenais	4,42 (7,28)	-0,44 (-2,44)	0,26	51	0,00	0,00
180 (b)	quizenais	4,55 (7,44)	-0,48 (-2,62)	0,29	51	0,00	0,00
360 (a)	quizenais	4,09 (8,26)	-0,33 (-2,31)	0,25	39	0,00	0,00
360 (b)	quizenais	4,09 (8,29)	-0,33 (-2,33)	0,25	39	0,00	0,00

Notas:(1) H_0' : $c_1 = c_2 = 0$ e H_0 : $c_1 = 0$ e $c_2=1$. (2) entre parênteses encontra-se a estatística t
(3) (a) e (b) indicam as duas metodologias de geração de dados quizenais, descritas na seção Horizonte Fixo de Previsão.

De outra parte, Paquet (1992) afirma que um teste de HER consiste em verificar se o erro de previsão é uma série estacionária (forma fraca de HER), ou então, se as séries da PTAX e da expectativa são integradas de ordem 1 e cointegram.

Assim, o teste B tem por objetivo verificar se o erro de previsão em nível é uma série estacionária, conforme previsto pela hipótese fraca de expectativas racionais. Uma forma ainda mais fraca de HER também pode ser testada pela análise da série do erro de previsão em primeiras diferenças, que sob esta hipótese deve ser estacionária.⁴ Os resultados do teste B sugerem uma rejeição de HER fraca para todos os horizontes de previsão, mas não rejeitam a hipótese mais fraca de HER em nenhum horizonte.

⁴Para maiores detalhes, ver teste 3 na subseção 3.2.

Tabela 5

Teste de racionalidade dos agentes – horizonte fixo (teste B): estacionariedade da série de erros de previsão (U_t), sendo $U_t = C_t - P_t$

Horizonte (dias)	Dados	Teste ADF (p-valor) (Erro _o Prev em nível)	Teste ADF (p-valor) (Erro _o Prev em primeira diferença)
30	mensais	0,07	0,00
60	mensais	0,26	0,00
90	mensais	0,47	0,00
180	mensais	0,00	-
360	mensais	0,02	-
180 (a)	quizenais	0,58	0,00
180 (b)	quizenais	0,67	0,00
360 (a)	quizenais	0,70	0,00
360 (b)	quizenais	0,76	0,00

Notas: (1) Ho: existe uma raiz unitária

(2) (a) e (b) indicam as duas metodologias de geração de dados quizenais, descritas na seção Horizonte Fixo de Previsão

Portanto, os resultados dos testes A e B sugerem a validade da HER para o curto prazo, indicando previsões com horizontes de até 3 meses não viesadas, mas rejeitam a estacionariedade das séries do erro de previsão (em nível), provavelmente devido ao pequeno número de observações e ao reduzido intervalo temporal da base de dados (novembro/2001 até maio/2004).

3.2 Horizonte variável de previsão

Em razão da disposição dos dados brasileiros no Sistema de Expectativas, desenvolvemos também um estudo baseado na metodologia do Bank of England, apresentada por Bakhshi et alii (2003), que testa a hipótese de expectativas racionais para a taxa de inflação no Reino Unido, utilizando previsões de “evento fixo”, ou seja, com um horizonte de previsão decrescente no tempo.

Segundo os autores, previsões de “evento” fixo permitem a realização de testes de viés nas expectativas, usualmente encontrados na literatura, assim como testes de eficiência, que avaliam se o erro de previsão é não correlacionado com as informações na qual a previsão está condicionada.

Inicialmente, define-se um “evento” como uma série de expectativas para uma data futura T (fixa), colhidas nos instantes $t \in [t_0, T]$. No nosso caso, utilizamos 31 eventos, ou seja, 31 séries de previsões para datas T distintas.⁵ Assim, as expectativas formam um painel de previsões para um conjunto de datas T , com horizontes variáveis em cada série. Esta metodologia permite a realização dos testes usuais de racionalidade, encontrados na literatura, além de possibilitar uma investigação sobre a eficiência das previsões com base em testes específicos, que não são aplicáveis às séries de expectativas com horizonte fixo. Assim, com o intuito de verificar a racionalidade dos agentes, utilizamos os 3 testes de eficiência propostos por Bakhshi et alii (2003) e sugerimos um teste adicional (teste 3), baseado na forma fraca da HER, com o objetivo de analisar as seguintes questões:

⁵Um “evento” é uma série gerada por uma determinada coluna da tabela 1.

- teste 1: A revisão da expectativa corrente é não correlacionada com as revisões passadas?
- teste 2: Os erros de previsão são não correlacionados com as revisões de expectativas passadas?
- teste 3: Existe uma componente inercial no erro de previsão?⁶
- teste 4: A variância do erro de previsão decresce com o tempo?

Antes de apresentar os testes propriamente ditos, cabe expor a seguinte notação:

- C_T : taxa nominal de câmbio, (PTAX - venda), do dia T .
- $P_{t,T}$: previsão da taxa nominal de câmbio do dia T , extraída na data $t < T$.
- $U_{t,T}$: erro de previsão da expectativa na data t , para o câmbio do dia T . Esta última série é construída da seguinte forma:

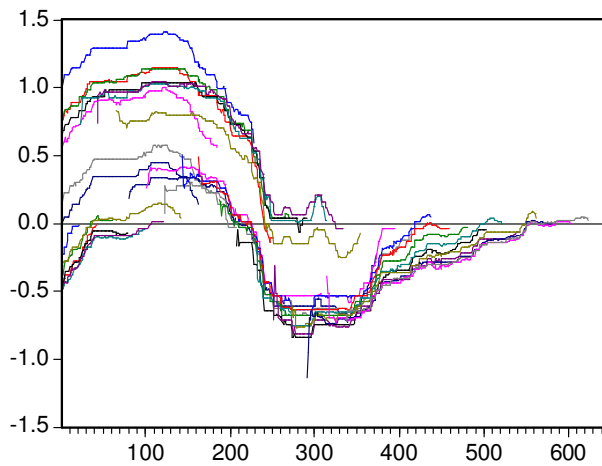
$$U_{t,T} = C_T - P_{t,T} \quad (3)$$

- $R_{t,T}$: revisão da expectativa para o câmbio do dia T , feita entre o período $t - 1$ e t . Esta série, por sua vez, é dada por:

$$R_{t,T} = P_{t,T} - P_{t-1,T} \quad (4)$$

Nas figuras 3 e 4 são apresentadas as séries geradas para o erro de previsão e a revisão diária das expectativas. Na figura 3 cada curva representa o erro de previsão com um horizonte decrescente, sendo que, em tese, todas as curvas deveriam terminar em zero. A primeira expectativa foi colhida no dia 06/11/01 e a última em 31/05/2004, totalizando 649 observações.

⁶Sugerimos o teste 3 com o intuito de analisar em detalhes os resultados do teste B, que rejeitam a estacionariedade do erro de previsão em nível, mas não rejeitam em primeira diferença. O teste 3 tem por objetivo testar a forma mais fraca da HER, sob a ótica do horizonte variável de previsão.

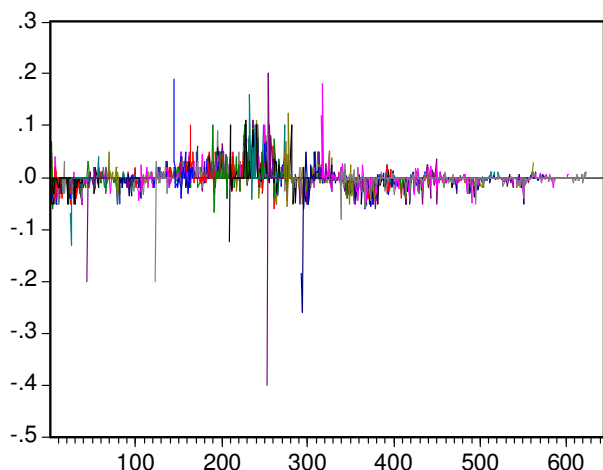


Nota: No eixo x temos o número de observações, sendo a primeira observação feita em 06/11/01 e a última observação (nº 649) feita em 31/05/04. Cada uma das 31 curvas representa a evolução diária do erro de previsão, calculado com base na expectativa de mercado para o câmbio numa data futura fixa. O início de cada curva representa um erro de previsão feito com horizonte de 14 meses, e o final da curva com um horizonte de 1 dia.

Figura 3
Evolução diária dos erros de previsão (U_t), em R\$/USD, sendo $U_t = C_t - P_t$

Uma análise inicial dos gráficos sugere que o erro de previsão possui uma componente inercial e a revisão das expectativas aparentemente segue um ruído branco, posto que o valor esperado de cada revisão, dadas suas revisões passadas, deve ser zero, ou seja, a esperança da previsão em t deve ser igual à previsão feita em $t - 1$.

Um fato importante a ser lembrado é que o horizonte de previsão geralmente é maior do que a frequência com que as expectativas são colhidas. Desta forma, as expectativas tornam-se autocorrelacionadas, mesmo sob a HER. Suponha que um agente faz duas previsões para o câmbio, com horizontes de 1 e 2 anos. Suponha ainda que no dia seguinte à previsão surjam notícias causadoras de impacto no câmbio nominal. No dia posterior às notícias, é de se esperar que o agente refaça suas expectativas alterando ambas as taxas futuras previstas, não necessariamente com a mesma intensidade. Desta forma, os erros de previsão para o câmbio em 1 e 2 anos estarão correlacionados, mesmo sob HER.



Nota: No eixo x temos o número de observações, sendo a primeira observação feita em 06/11/01 e a última observação (n° 649) feita em 31/05/04. O gráfico representa a evolução diária da revisão nas expectativas de mercado para o câmbio numa data futura fixa. O início de cada curva representa uma revisão na expectativa, feita com horizonte de 14 meses, e o final da curva com um horizonte de 1 dia.

Figura 4
Revisão diária nas expectativas (R_t), em R\$/USD, sendo $R_t = P_t - P_{t-1}$

Conforme Bakhshi et alii (2003), esta superposição de previsões gera uma estrutura inercial nos erros de previsão, tornando complexa uma análise com horizonte fixo, em face da dificuldade de distinguir as causas de autocorrelação dos erros, que podem ser devidas à superposição de previsões ou à ineficiência dos agentes (falha da HER), justificando mais uma vez a análise com horizonte variável.

Neste sentido, Grant e Thomas (1999) comenta que, devido à superposição dos intervalos de previsão, os agentes, no momento em que divulgam novas expectativas, geralmente não conhecem a magnitude dos erros cometidos em previsões recentes, principalmente quando as expectativas referem-se a horizontes longos de previsão. Assim, a hipótese de que os agentes rapidamente aprendem com seus erros torna-se muito forte, posto que estes agentes têm informação incompleta sobre a natureza dos erros cometidos.

Segundo o autor, a presença de intervalos sobrepostos e a estrutura de autocorrelação nos erros de previsão podem fornecer informações valiosas na avaliação de racionalidade dos agentes. Assim, fica evidente a vantagem desta metodologia, que considera a evolução do conjunto de informação dos agentes, contendo revisões passadas de previsão, não consideradas em análises de expectativas com horizonte fixo.

A seguir, apresentamos com maiores detalhes a motivação para os 4 testes propostos para o estudo das expectativas com horizonte variável, além de seus resultados.

Teste 1

A revisão da expectativa corrente é não correlacionada com as revisões passadas? Sob HER uma revisão na expectativa deve refletir apenas informações novas, e não deve estar relacionada com revisões passadas ou outra informação já conhecida pelo agente. Este teste é particularmente interessante pois é de simples implementação, através de um modelo MA (moving average), e permite investigar os dados de uma forma ainda não muito utilizada na literatura. Para descrever o primeiro teste, utilizamos a metodologia de Bakhshi et alii (2003), que reescreve o erro de previsão na data t como a soma de todas as revisões futuras nas expectativas até a data T .

$$C_T - P_{t,T} = U_{t,T} = \sum_{s=t+1}^T R_{s,T} \quad (5)$$

Tomando a esperança condicional na equação anterior, os referidos autores apresentam a seguinte expressão:

$$E(R_{t,T} | R_{t-1,T}, R_{t-2,T}, \dots, R_{1,T}) = 0 \quad (6)$$

ou seja, o valor esperado de cada revisão na expectativa é não correlacionado com suas revisões passadas. Assim, o primeiro teste será dado pela regressão:

$$R_{t,T} = \alpha + \sum_{s=1}^{t-1} \beta_s R_{s,T} + \varepsilon_t \quad (7)$$

sendo $H_0 : (\alpha = 0 \text{ e } \beta_s = 0, \forall s)$. Consideramos um passado com 5 defasagens (verificando os resultados também para 10 e 20 defasagens), implementando o teste 1 com a seguinte regressão:

$$R_{t,T} = \alpha + \beta_1 R_{t-1,T} + \beta_2 R_{t-2,T} + \beta_3 R_{t-3,T} + \beta_4 R_{t-4,T} + \beta_5 R_{t-5,T} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Apresentamos na figura 5 os resultados das regressões do teste 1, cujos testes de diagnóstico indicam não normalidade nos resíduos, mas rejeitam, de forma geral, a autocorrelação dos mesmos. Quanto à racionalidade dos agentes, os resultados sugerem a rejeição de HER no período junho de 2002 até outubro de 2003. No entanto, a adoção de um número maior de defasagens no modelo pode diminuir este intervalo de rejeição de HER, tendo como contrapartida uma diminuição nos graus de liberdade do modelo.

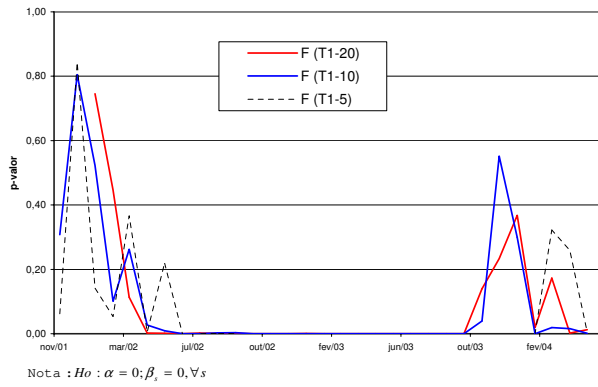


Figura 5

Teste 1 – estatísticas $F - H_0$ (5, 10 e 20 defasagens)

$$R_{t,T} = \alpha + \beta_1 R_{t-1,T} + \beta_2 R_{t-2,T} + \beta_3 R_{t-3,T} + \beta_4 R_{t-4,T} + \beta_5 R_{t-5,T} + \varepsilon_t$$

Um conjunto de informações mais completo, contendo um número maior de defasagens pode não rejeitar a hipótese HER, porém devido ao reduzido intervalo de amostragem, não é possível verificar se o processo é de memória longa. O fato de haver rejeição de HER para modelos com poucas defasagens pode ser um resultado natural, tendo em vista que, para horizontes longos de previsão, o agente refaz suas previsões sem conhecer a magnitude dos erros cometidos em previsões recentes.

Assim, uma extensão do teste 1 é feita com a inclusão de regressores como o erro de previsão, para verificar a existência de endogeneidade entre as variáveis $R_{t,T}$ e $U_{t,T}$, e um termo MA(1) para avaliar a superposição de previsões, configurando a regressão 1b, dada por:

$$R_{t,T} = c_1 + c_2 R_{t-1,T} + c_3 R_{t-2,T} + c_4 R_{t-3,T} + c_5 R_{t-4,T} + c_6 R_{t-5,T} + c_7 U_{t-1,T} + c_8 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Com base nos resultados (apresentados no anexo A.3), podemos notar que o coeficiente associado ao erro de previsão c_7 é significativo (a 5%) em apenas 7 dos 31 eventos, além de possuir uma baixa magnitude em todas as regressões. Assim, os resultados sugerem que o erro de previsão não é uma variável relevante para explicar a revisão das expectativas. Este fato é bem intuitivo, já que os agentes desconhecem a magnitude dos erros cometidos em previsões passadas, no momento em que refazem suas previsões. Por outro lado, o coeficiente associado ao termo MA(1) é significativo em 22 dos 31 eventos e o coeficiente do termo AR(1) é significativo em 21 eventos, caracterizando um processo estocástico do tipo ARMA.

Dado que os demais coeficientes da regressão não são significativos em boa parte dos eventos, adotaremos um modelo parcimonioso ARMA(1,1), através da regressão 1c:

$$R_{t,T} = c_1 + c_2 R_{t-1,T} + c_3 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Os resultados desta nova regressão indicam que os coeficientes dos termos AR e MA são significativos na quase totalidade dos eventos, levando novamente a uma rejeição generalizada da HER, sob o ponto de vista de revisão nas expectativas. Desta forma, motivamos uma nova análise da racionalidade dos agentes, agora sob a ótica dos erros de previsão, apresentada nos testes seguintes.

Teste 2

Os erros de previsão são não correlacionados com as revisões de expectativas passadas? Sob a hipótese de expectativas racionais (HER) os erros de previsão não podem ser 'explicados' por nenhuma informação passada, incluindo as revisões das expectativas passadas. Um dos pressupostos da HER é que as expectativas são não viesadas, ou seja, a esperança matemática do erro de previsão é igual à esperança matemática de um ruído branco. Aplicando, então, a esperança condicional na equação (3), Bakhshi et alii (2003) apresentam a seguinte expressão:

$$E(U_{t,T} | R_{t,T}, R_{t-1,T}, \dots, R_{1,T}) = 0 \quad \forall t, T \quad (11)$$

Cabe mencionar que a esperança condicional poderia se referir a um conjunto de informações mais amplo, ao invés de se referir somente às revisões de expectativa. Entretanto, tendo em vista a elaboração de modelos parcimoniosos, adotamos um conjunto de informação contendo apenas o passado das variáveis analisadas.⁷ A expressão anterior pode ser testada econometricamente pela regressão:

$$U_{t,T} = \alpha + \sum_{s=1}^t \beta_s R_{s,T} + \varepsilon_t \quad (12)$$

onde sob H_0 (HER) temos: $\alpha = 0$ e $\beta_s = 0, \forall s$. Neste teste vamos também considerar um passado com até uma semana (5 dias úteis de observação, ou seja 5 defasagens), verificando também a sensibilidade dos resultados para 10 e 20 defasagens. Assim, o teste 2 consiste em verificar a hipótese nula descrita para a seguinte regressão:

$$U_{t,T} = \alpha + \beta_1 R_{t,T} + \beta_2 R_{t-1,T} + \beta_3 R_{t-2,T} + \beta_4 R_{t-3,T} + \beta_5 R_{t-4,T} + \beta_6 R_{t-5,T} + \varepsilon_t \quad (13)$$

⁷Bakhshi et alii (2003) citam em seu trabalho que a validade dos testes propostos não é afetada pela exclusão de outras variáveis que o agente pode utilizar em seu conjunto de informação.

A regressão acima apresentada foi estimada com *MQO*, utilizando a correção de Newey-West. Os testes de diagnóstico sugerem uma rejeição da hipótese de normalidade de ε_t e rejeitam a não autocorrelação dos mesmos, indicando uma especificação incorreta do modelo. Conforme Bakhshi e Yates (1998), a superposição de previsões pode gerar um viés nas expectativas, provocando uma violação na hipótese de resíduos gaussianos.

A figura 6 apresenta os resultados das estatísticas *F* com $H_0: (\alpha = \beta_1 = \dots = \beta_6 = 0)$. Os resultados sugerem uma rejeição da hipótese de expectativas racionais para os períodos de março de 2002 e entre julho de 2002 e fevereiro de 2003, período de renovação do cenário político nacional, com as eleições presidenciais de 2002. Cabe notar que a série com maior coeficiente de determinação ajustado pelos graus de liberdade ($R_{ajust.}^2$) foi justamente a série de outubro de 2002,⁸ ou seja, a série com a evolução temporal das expectativas para o último dia útil de outubro de 2002.

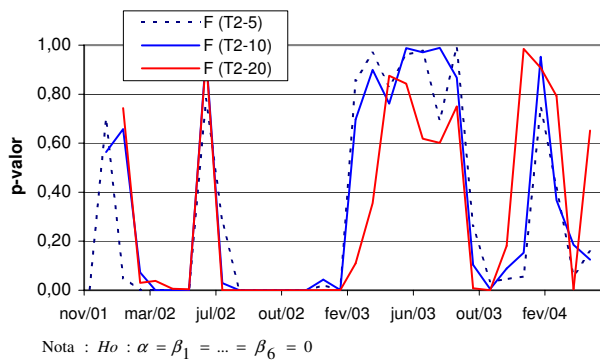


Figura 6

Teste 2 – estatísticas *F* – H_0 (5, 10 e 20 defasagens)

$$U_{t,T} = \alpha + \beta_1 R_{t,T} + \beta_2 R_{t-1,T} + \beta_3 R_{t-2,T} + \beta_4 R_{t-3,T} + \beta_5 R_{t-4,T} + \beta_6 R_{t-5,T} + \varepsilon_t$$

Tendo em vista a análise dos testes de diagnóstico, indicando haver autocorrelação nos resíduos, incluímos uma componente autoregressiva ($\gamma U_{t-1,T}$), por meio do modelo abaixo (regressão 2b), cujos resultados encontram-se anexados:

$$U_{t,T} = \alpha + \beta_1 R_{t,T} + \beta_2 R_{t-1,T} + \beta_3 R_{t-2,T} + \beta_4 R_{t-3,T} + \beta_5 R_{t-4,T} + \beta_6 R_{t-5,T} + \gamma U_{t-1,T} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Os coeficientes associados a esta componente autoregressiva são, de modo geral, muito próximos de um e significativos, e os resultados da estatística *F* para $H_0 : (\alpha = \beta_1 = \dots = \beta_6 = \gamma = 0)$ sugerem uma rejeição de H_0 em todos os

⁸Com exceção da primeira série que apresentou um número muito reduzido de observações.

períodos. Vale a pena lembrar que não é correta uma análise individual da significância dos coeficientes (por meio do teste t usual) devido à proximidade de uma raiz unitária no modelo.

Analisando-se os resultados da regressão 2b podemos notar também que o R^2 aumenta substancialmente, em relação à regressão anterior, com a inclusão do termo AR(1). De fato, observando-se o autocorrelograma e o autocorrelograma parcial dos erros de previsão, por exemplo, para a série dezembro de 2001 (figura 7), podemos notar claramente a existência de um processo AR(1), servindo de motivação para o teste 3, descrito na seção seguinte.

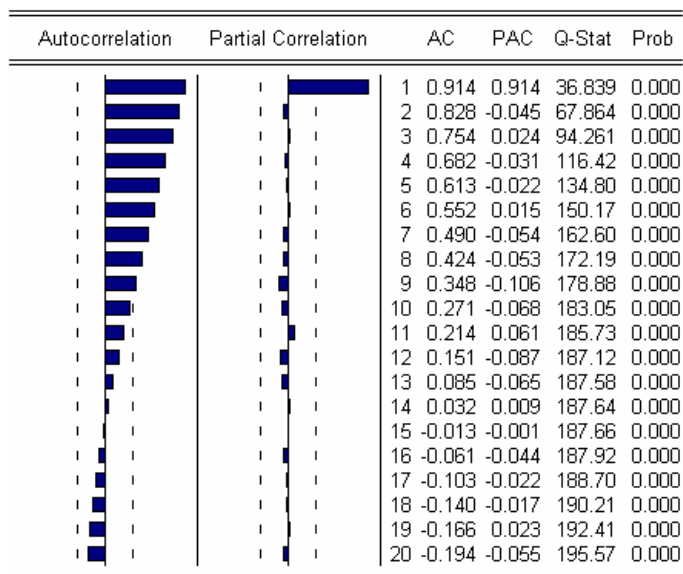


Figura 7
Autocorrelograma dos erros de previsão para a série dezembro de 2001

Teste 3

Existe uma componente inercial no erro de previsão? Tendo em vista os resultados obtidos com o teste 2, indicando haver autocorrelação na regressão dos erros de previsão, propomos um teste adicional, com o intuito de verificar uma hipótese mais fraca de HER. Sob a hipótese fraca de HER, temos que $E(U_{t,T}) = 0 \forall t, T$. Entretanto, a hipótese mais fraca de HER, aqui proposta, é que a esperança incondicional de $\Delta U_{t,T}$ é nula,⁹ que pode ser verificada pela regressão abaixo, sendo a hipótese nula dada por $\alpha = 0$ e $\beta = 1$.

⁹Lembrando que os agentes, na verdade, têm informação incompleta sobre os seus erros de previsão, cometidos em expectativas recentes.

$$U_{t,T} = \alpha + \beta U_{t-1,T} + \varepsilon_t \quad (15)$$

As figuras seguintes apresentam a evolução de α e β ao longo dos 31 eventos, assim como o p-valor do teste de restrição nos coeficientes da regressão.

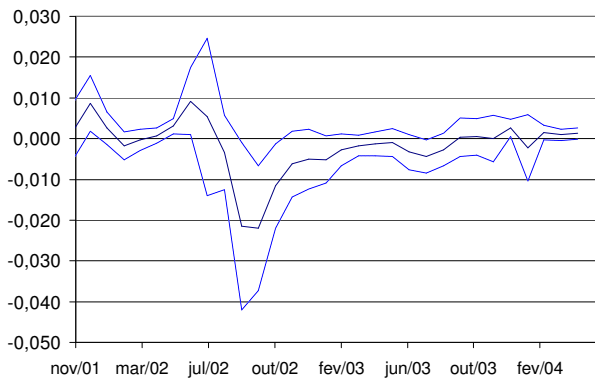


Figura 8
 Teste 3 – evolução do parâmetro α ao longo dos 31 eventos ($\alpha \pm 2\sigma$) $U_{t,T} = \alpha + \beta U_{t-1,T} + \varepsilon_t$

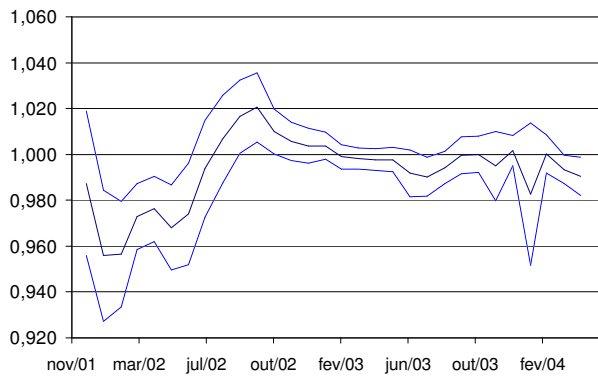


Figura 9
 Teste 3 – evolução do parâmetro β ao longo dos 31 eventos ($\beta \pm 2\sigma$)

Os resultados do teste 3 sugerem que, em boa parte dos eventos, não se pode rejeitar a hipótese mais fraca de HER aqui proposta, ou seja, $E(\Delta U_{t,T}) = 0$. Este resultado já era esperado em razão da figura 3, que mostra claramente uma componente inercial nos erros de previsão. Ademais, cabe mencionar que o valor de

R_{ajust}^2 para quase todos os eventos ficou bem próximo de um. Esta componente inercial nos erros de previsão é provavelmente associada ao fato dos agentes, no momento em que emitem uma nova expectativa para a taxa de câmbio nominal, desconhecem a magnitude do erro cometido.

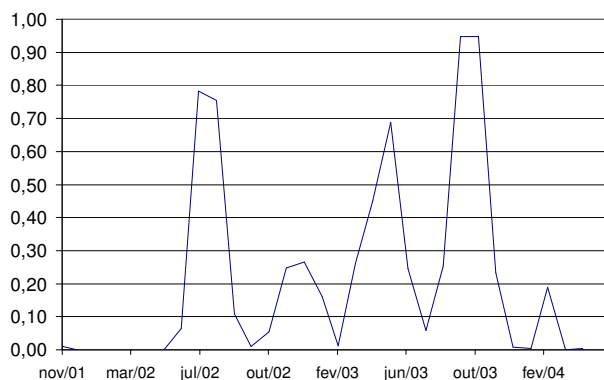


Figura 10
 Teste 3 – teste de restrição nos coeficientes (p-valor) ao longo dos 31 eventos ($H_0 : \alpha = 0; \beta = 1$);
 $U_{t,T} = \alpha + \beta U_{t-1,T} + \varepsilon_t$

Para estudar com mais detalhes a componente inercial, analisamos os mesmos dados agora sob uma outra perspectiva, ou seja, ao invés de construir 31 regressões com séries temporais, conforme a equação (15), utilizaremos um conjunto de regressões da seguinte forma:

$$U_{i,j} = \alpha_j + \beta_j U_{i-1,j} + \varepsilon_{i,j} \quad (16)$$

onde o índice i refere-se a cada um dos 31 eventos (novembro de 2001 até maio de 2004), e o índice j é o horizonte de previsão analisado. Assim, agrupando os dados por horizonte de previsão, podemos construir uma regressão para cada horizonte e analisar a sua respectiva componente inercial do erro de previsão (β_j).

Cabe notar que cada uma das regressões contém no máximo 31 observações, sendo os resultados meramente ilustrativos. Mesmo assim, podemos perceber nos gráficos seguintes uma clara correlação entre a componente inercial do erro de previsão (β_j) e o respectivo horizonte, confirmando o raciocínio inicial de que a inércia no erro de previsão aumenta com o seu horizonte.

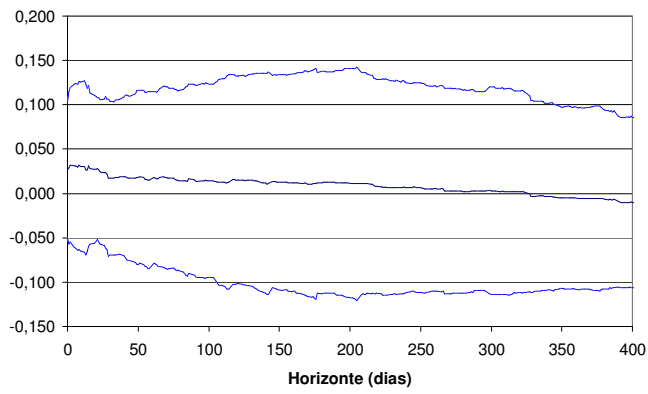
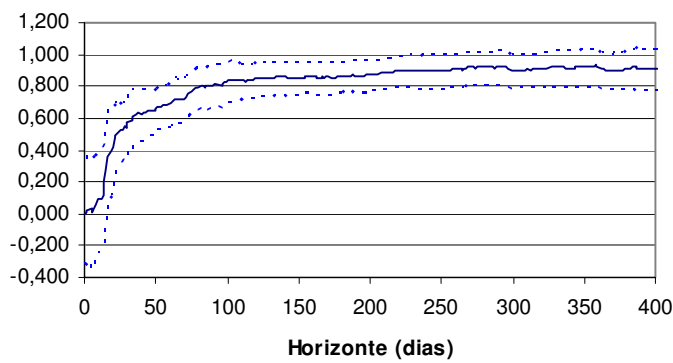


Figura 11
 Análise da inércia do erro de previsão: evolução do parâmetro $(\alpha_j \pm 2\sigma)$ com aumento do horizonte
 $U_{i,j} = \alpha_j + \beta_j U_{i-1,j} + \varepsilon_{i,j}$



Nota: Para horizontes longos de previsão (acima de 180 dias), o erro da expectativa possui uma componente autoregressiva acima de 0.9, caracterizando a inércia observada nos erros (vide gráficos anexados do câmbio observado versus previsto), sendo esta componente decrescente com a diminuição do horizonte.

Figura 12
 Análise da inércia do erro de previsão: evolução do parâmetro $(\beta_j \pm 2\sigma)$ com aumento do horizonte
 $U_{i,j} = \alpha_j + \beta_j U_{i-1,j} + \varepsilon_{i,j}$

Teste 4

A variância do erro de previsão decresce quando o instante de consulta se aproxima da data T de realização do evento? Intuitivamente, uma expectativa realizada uma semana antes do evento deve ser mais precisa do que outra realizada 1 ano antes, posto que no primeiro caso há uma quantidade muito menor de choques que podem afetar a taxa de câmbio nominal no decorrer do tempo. Sob a HER, a expectativa da taxa de câmbio nominal ($P_{t,T}$) é simplesmente a esperança matemática da taxa de câmbio nominal C_T condicionada no conjunto de informações do agente em t , chamado $\Omega_t = \{R_{t,T}, R_{t-1,T}, \dots, R_{1,T}\}$. Cabe notar que $\Omega_t \subseteq \Omega_{t+1}$. Assim, Bakhshi et alii (2003) demonstram que a variância de uma expectativa (ou do erro de previsão) condicionada em Ω_t não será menor do que a mesma variância condicionada em Ω_{t+1} :

$$Var_{t+1}(U_{t+1,T}) \leq Var_t(U_{t,T}) \quad (17)$$

Esta formulação é bem intuitiva: a variância do erro de previsão, dado o conjunto de informações que o agente dispõe, não deve ser maior do que a variância do erro cometido no período passado, com o seu respectivo conjunto de informação, já que o horizonte de previsão diminui com o tempo, com uma quantidade menor de choques impactando a taxa de câmbio nominal.

Uma forma de verificar a inequação (17), sugerida pelos referidos autores, é rodar uma regressão do quadrado do erro de previsão em uma variável que caracterize o horizonte de previsão, conforme o seguinte modelo:

$$(U_{t,T})^2 = \alpha + \beta H_t; \text{ onde } H_t = (T - t) \quad (18)$$

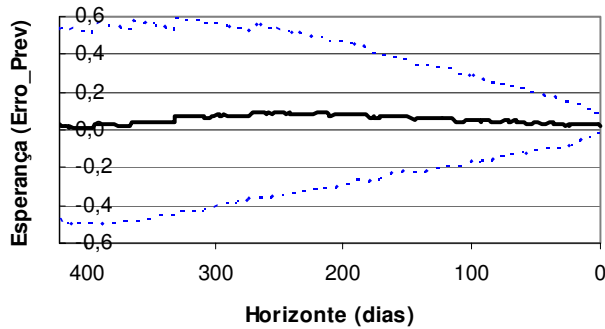
Da mesma forma, podemos testar se o erro de previsão (em valor absoluto) diminui com o horizonte de previsão, analisando a regressão:

$$|U_{t,T}| = \alpha + \beta H_t; \text{ onde } H_t = (T - t) \quad (19)$$

Para calcular a variância de $U_{t,T}$, com um dado horizonte H_t , temos que agrupar os 31 eventos apresentados na figura 3, alinhando-os pela data T , de forma a compatibilizar expectativas com o mesmo horizonte temporal. Assim, para cada horizonte, teremos uma amostra com no máximo 31 observações em painel. De forma a evitar o cálculo da variância com um número muito pequeno de observações, vamos considerar somente grupos com $n \geq 18$ observações, abrangendo horizontes com até 421 dias.

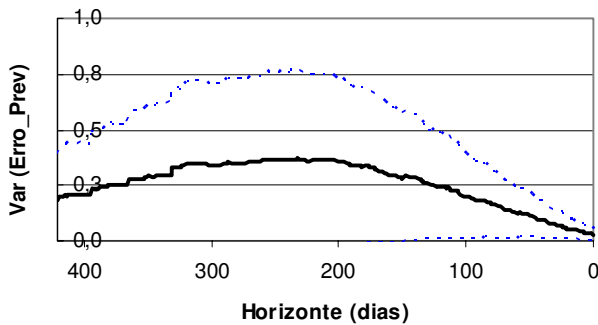
Com os dados agrupados por horizonte temporal, podemos traçar os gráficos apresentados nas figuras 13 e 14 do valor esperado e da variância de $U_{t,T}$ versus o horizonte de previsão (incluindo um intervalo de confiança de 95%). Os intervalos de confiança foram calculados com base na técnica *jackknife* (método não-paramétrico utilizado para estimar a distribuição amostral de uma dada estatística). Cabe dizer que estes resultados são meramente informativos, dado o baixo número de observações (entre 18 e 31 observações), para gerar cada um dos

pontos dos gráficos, resultando num intervalo de confiança com a mesma magnitude das estatísticas geradas. Mesmo assim, pode-se notar claramente, para horizontes de até 200 dias, que os dados estão em conformidade com a hipótese de expectativas racionais, que pressupõe $Var_{t+1}(U_{t+1,T}) \leq Var_t(U_{t,T})$.



Nota: Para horizontes de previsão com até 180 dias, podemos observar que o erro médio de previsão decresce na medida em que o horizonte se aproxima de zero.

Figura 13
Evolução do erro de previsão médio com o horizonte: esperança de $U_{t,T} \pm 2\sigma (n \geq 18)$



Nota: Para horizontes de previsão com até 180 dias, podemos observar que a variância do erro de previsão decresce na medida em que o horizonte se aproxima de zero.

Figura 14
Evolução da variância do erro de previsão com o horizonte: variância de $U_{t,T} \pm 2\sigma (n \geq 18)$

Para analisar os gráficos gerados, construímos 4 regressões, com horizontes de até 200 e 400 dias, descritas a seguir, cujos resultados encontram-se na tabela seguinte:

Tabela 6

Análise da esperança e variância amostral do erro de previsão. Regressão 1: $E(U_{t,T}^*) = c_1 + c_2 H_t + \varepsilon_t$
 Regressão 2: $Var(U_{t,T}^*) = c_1 + c_2 H_t + \varepsilon_t$

	Horizonte (dias)	c1	c2	R2 _{aj.}	n. obs.
Regressão 1	400	0,05 (9,29)	4,06E-05 (1,34)	0,04	273
	200	0,02 (18,47)	2,84E-04 (21,30)	0,92	136
Regressão 2	400	0,14 (6,31)	6,15E-04 (5,76)	0,49	273
	200	0,03 (15,97)	1,72E-03 (79,27)	0,99	136

Notas:(1) $H_t = (T - t)$

(3) E() e Var() representam respectivamente a média e variância amostral de U_t ao longo dos 31 eventos.

Conforme esperado, nas 4 regressões o coeficiente c_2 é positivo, dado que H_t é uma série com valores decrescentes. Este resultado sugere que o valor absoluto do erro de previsão e sua variância decrescem à medida que a expectativa se aproxima da data T . Como resultado da Regressão 1, temos que, com um horizonte de previsão de até 200 dias, os agentes reduzem, em média, o seu erro de previsão em R\$ 0,0284 / USD a cada 100 dias. Desta forma, com um horizonte de até 200 dias, os resultados do teste 4 claramente não rejeitam a hipótese de racionalidade dos agentes, sendo este resultado não robusto a horizontes maiores.

3.2.1 Resumo dos testes de horizonte variável

A tabela seguinte apresenta um resumo dos resultados dos testes de racionalidade dos agentes (HER), para previsões com horizonte variável, permitindo uma comparação com a volatilidade da PTAX, no decorrer do mês de referência. Aplicou-se um filtro arbitrário na variância da PTAX, sendo possível identificar uma correlação entre períodos de maior volatilidade na PTAX e respectiva falha de racionalidade dos agentes. Sobre este tópico, cabe uma análise mais detalhada, a ser desenvolvida numa futura extensão do trabalho.¹⁰

¹⁰Tal extensão do trabalho poderia também incluir uma análise dos resultados considerando uma quebra estrutural no segundo semestre de 2002, em razão das incertezas relacionadas ao período eleitoral.

Tabela 7

Comparação dos testes de horizonte variável

Evento	Var (PTAX) no mês (x1000)	Var (PTAX) > 3	Testes de HER (x: indica rejeição a 5%)		
			T1	T2	T3
nov/01	1,3				x
dez/01	2,4				x
jan/02	1,6				x
fev/02	0,7			x	x
mar/02	0,1			x	x
abr/02	0,9		x	x	x
mai/02	1,9			x	x
jun/02	8,8	x	x		
jul/02	22,8	x	x		
ago/02	8,0	x	x	x	
set/02	76,9	x	x	x	
out/02	10,9	x	x	x	x
nov/02	2,2		x	x	
dez/02	13,9	x	x	x	
jan/03	16,8	x	x	x	
fev/03	1,2		x	x	
mar/03	3,6	x	x		x
abr/03	15,5	x	x		
mai/03	2,6		x		
jun/03	1,2		x		
jul/03	1,2		x		
ago/03	0,7		x		
set/03	0,7		x		
out/03	0,4		x		
nov/03	1,2		x	x	
dez/03	0,3		x	x	
jan/04	1,2		x		x
fev/04	0,4		x		x
mar/04	0,4				
abr/04	0,5				x
mai/04	5,4	x	x		x

Nota: Na primeira coluna temos a variância da PTAX, multiplicada por 1000 para efeitos de escala. Na segunda coluna marcamos apenas os valores da variância da PTAX maiores que um limite arbitrário (3), para identificar na amostra os períodos de maior volatilidade da taxa nominal de câmbio. Nas demais colunas, marcamos os eventos onde houve rejeição da hipótese de expectativas racionais (HER), conforme os testes 1 a 3 de horizonte variável.

Uma análise dos resultados expostos na tabela 7 deve considerar que a inclusão de um número maior de defasagens na regressão utilizada no teste 1 reduz a quantidade de eventos que rejeitam a HER. O teste 2, por sua vez, revela um período de rejeição de HER nitidamente associado às eleições presidenciais de outubro/2002, acompanhado de uma alta volatilidade da PTAX (entre junho/2002 e abril/2003).

No tocante ao teste 3, os resultados indicam períodos de rejeição da HER diferentes dos demais testes, mas sugerem (através da figura 12) um resultado muito interessante: o coeficiente autoregressivo do erro de previsão é positivamente relacionado ao horizonte de previsão considerado. Assim, expectativas de taxas de câmbio para datas futuras distantes no tempo geram erros de previsão com uma elevada inércia, possivelmente em decorrência de conjuntos de informação incompletos, por parte dos agentes, e superposição dos intervalos de previsão, conforme argumentado anteriormente na subseção 3.2.

3.2.2 Variância das séries de erros de previsão

Um outro ponto a ser notado na análise de horizonte variável é a relação entre a volatilidade da PTAX e a variância da série de erros de previsão, para cada um dos 31 eventos, cujos gráficos encontram-se abaixo.

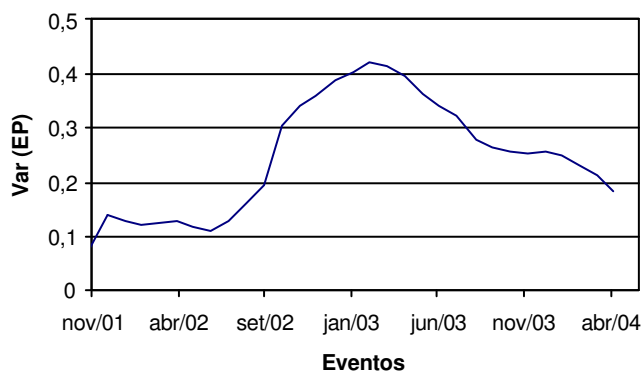
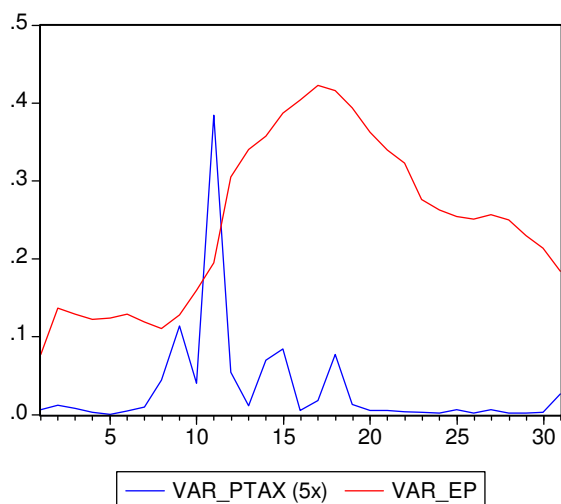


Figura 15
Evolução da variância do erro de previsão (EP) em cada um dos 31 eventos



Nota: A escala da variância da PTAX foi aumentada em 5 vezes para efeitos comparativos.

Figura 16
Comparação das variâncias da PTAX e do erro de previsão

Os testes de causalidade de Granger indicam que a volatilidade da PTAX tem uma precedência temporal sobre a volatilidade dos erros de previsão, servindo como indicador antecedente.

Tabela 8
Teste de causalidade de Granger entre as variâncias da PTAX e do erro de previsão

Hipótese nula	Número de defasagens para Ho (p-valor)			
	1	2	3	5
VAR_EP não GC VAR_PTAX	0,46606	0,56393	0,59284	0,82804
VAR_PTAX não GC VAR_EP	2,60E-06	2,70E-06	1,40E-05	0,00226

4. Conclusão

O Sistema de Expectativas de Mercado, criado pelo Banco Central do Brasil em 1999, possibilitou analisar o comportamento das expectativas da taxa de câmbio nominal no Brasil, no período entre novembro/2001 e maio/2004. A comparação dos valores previstos pelo mercado com os efetivamente realizados (PTAX) permite estudar a Hipótese de Expectativas Racionais (HER), de fundamental importância nos modelos macroeconômicos.

A disposição dos dados no Sistema de Expectativas permite analisar a HER sobre duas óticas: com horizontes de previsão fixo e variável. Os testes de viés do erro de previsão (testes de horizonte fixo) rejeitam a estacionariedade destas séries em nível, mas não rejeitam a mesma hipótese para as séries em primeira diferença,

provavelmente devido ao número de observações e ao reduzido intervalo temporal da base de dados. Além disso, os resultados sugerem a validade da HER no curto prazo, indicando expectativas não viesadas para horizontes de previsão de até três meses.

Em relação à volatilidade dos erros de previsão, uma análise dos correlogramas dos quadrados dos resíduos justifica a utilização de modelos da família GARCH. Os resultados sugerem estacionariedade fraca para horizonte de 180 dias, condição esta que não se verifica, no entanto, para o horizonte de 360 dias. Cabe notar, porém, que os resultados do modelo GARCH não são confiáveis devido ao pequeno número de observações em cada uma das séries utilizadas.

Testes de eficiência (com horizonte variável de previsão), por sua vez, revelam uma rejeição da HER para os meses próximos à renovação do cenário político nacional, com as eleições presidenciais de 2002, período este também acompanhado de uma alta volatilidade da PTAX. Detectou-se, também, a existência de uma componente inercial nos erros de previsão¹¹, positivamente correlacionada com o horizonte, possivelmente gerada pela superposição dos intervalos de previsão: ao emitirem novas expectativas, os agentes desconhecem a magnitude dos erros cometidos em previsões recentes, principalmente quando se trata de horizontes longos de previsão.

Como pesquisas futuras, sugerimos uma análise da formação das expectativas para o câmbio nominal e sua relação com expectativas de inflação e outras variáveis macroeconômicas. Uma extensão do trabalho poderia também analisar os resultados apresentados considerando uma quebra estrutural no segundo semestre de 2002, em razão das incertezas ligadas ao período eleitoral, e estudar em detalhes os períodos de maior volatilidade da PTAX e respectiva falha de racionalidade dos agentes.

Referências

- Alves, S. L. (2001). Avaliação das projeções do modelo estrutural do Banco Central do Brasil para a taxa de variação do IPCA. *Trabalhos para Discussão*, 16. Banco Central do Brasil.
- Bakhshi, H., Kapetanios, G., & Yates, A. (2003). Rational expectations and fixed-event forecasts: An application to UK inflation. *Working Paper*, 176. Bank of England.
- Bakhshi, H. & Yates, A. (1998). Are UK inflation expectations rational? *Working Paper*, 81. Bank of England.
- Forsells, M. & Kenny, G. (2002). The rationality of consumers' inflation expect-

¹¹Fato este que pode explicar os gráficos de horizonte fixo, apresentados em anexo (PTAX versus Previsão), e o deslocamento "paralelo" das curvas de expectativas, questão levantada por Marques et alii (2003).

tations: Survey-based evidence for the euro area. Working Paper Series, 163. European Central Bank.

Grant, A. P. & Thomas, L. B. (1999). Inflationary expectations and rationality revisited. *Economic Letters*, 62:331–338.

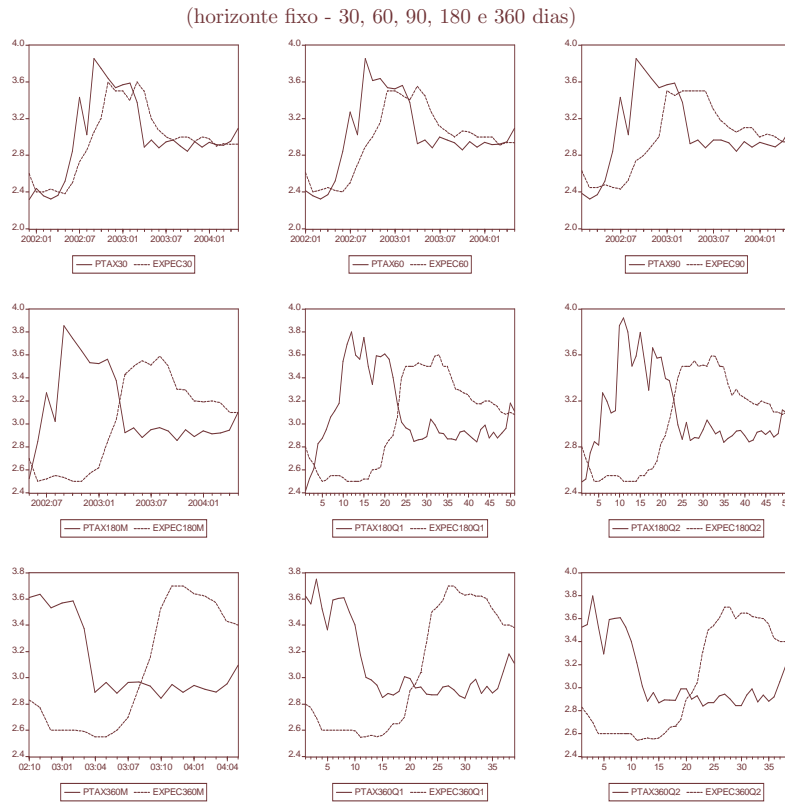
Marques, A. B., Fachada, P., & Cavalcanti, D. C. (2003). Sistema Banco Central de expectativas de mercado. *Notas Técnicas do Banco Central do Brasil*, 36.

Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. The MIT Press.

Paquet, A. (1992). Inflationary expectations and rationality. *Economic Letters*, 40:303–308.

Anexos

Câmbio Nominal Observado (PTAX) Versus Câmbio Previsto (Expec)



Nota: números terminados com (M) significam dados mensais e (Q1) e (Q2) referem-se às séries geradas com dados quinzenais, descritas na seção Horizonte Fixo de Previsão.

Figura A.1

Volatilidade dos Erros de Previsão

30 dias

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.160	0.160	0.8465	0.358
		2 0.210	0.190	2.3634	0.307
		3 0.028	-0.032	2.3903	0.495
		4 -0.180	-0.234	3.5845	0.465
		5 -0.183	-0.146	4.8715	0.432
		6 -0.004	0.143	4.8720	0.560
		7 0.234	0.361	7.1667	0.412
		8 -0.106	-0.293	7.6595	0.467
		9 0.161	-0.066	8.8407	0.452
		10 -0.044	0.012	8.9338	0.538
		11 -0.113	0.073	9.5815	0.568
		12 -0.111	-0.078	10.244	0.595
		13 -0.097	-0.190	10.771	0.630
		14 -0.090	-0.088	11.254	0.666
		15 -0.074	0.144	11.606	0.709
		16 -0.053	-0.157	11.797	0.758

60 dias

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.264	0.264	2.2350	0.135
		2 0.353	0.305	6.3891	0.041
		3 -0.043	-0.223	6.4526	0.092
		4 -0.103	-0.194	6.8358	0.145
		5 -0.067	0.110	7.0032	0.220
		6 0.005	0.135	7.0041	0.320
		7 0.162	0.130	8.0820	0.325
		8 0.059	-0.113	8.2288	0.411
		9 0.039	-0.115	8.2981	0.504
		10 -0.087	-0.024	8.6568	0.565
		11 -0.119	0.005	9.3596	0.589
		12 -0.130	-0.043	10.253	0.594
		13 -0.080	-0.045	10.610	0.643
		14 -0.100	-0.124	11.213	0.669
		15 -0.080	-0.063	11.623	0.707
		16 -0.116	-0.031	12.547	0.706

Figura A.2
Correlograma dos resíduos quadrados – horizonte fixo

90 dias

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.482	0.482	7.2138	0.007
		2	0.422	0.247	12.959	0.002
		3	0.128	-0.199	13.514	0.004
		4	0.043	-0.071	13.578	0.009
		5	0.104	0.216	13.976	0.016
		6	0.093	0.040	14.303	0.026
		7	0.213	0.098	16.123	0.024
		8	0.083	-0.116	16.413	0.037
		9	0.027	-0.103	16.444	0.058
		10	-0.097	-0.063	16.885	0.077
		11	-0.123	0.003	17.632	0.091
		12	-0.147	-0.083	18.763	0.094
		13	-0.153	-0.089	20.077	0.093
		14	-0.168	-0.107	21.779	0.083
		15	-0.176	-0.022	23.782	0.069
		16	-0.208	-0.063	26.806	0.044

180 dias (dados mensais)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.401	0.401	4.5127	0.034
		2	0.022	-0.165	4.5272	0.104
		3	0.215	0.332	5.9493	0.114
		4	0.337	0.136	9.5931	0.048
		5	0.190	0.040	10.809	0.055
		6	0.056	-0.020	10.918	0.091
		7	-0.038	-0.169	10.972	0.140
		8	0.011	0.000	10.976	0.203
		9	0.082	0.014	11.257	0.259
		10	-0.030	-0.075	11.298	0.335
		11	-0.119	-0.013	11.978	0.365
		12	-0.128	-0.113	12.823	0.382
		13	-0.142	-0.101	13.955	0.377
		14	-0.142	-0.050	15.197	0.365
		15	-0.136	-0.035	16.438	0.354
		16	-0.136	0.022	17.821	0.334

Figura A.3

180 dias (dados quinzenais - janela)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.714	0.714	27.595	0.000
		2	0.466	-0.091	39.576	0.000
		3	0.292	-0.013	44.386	0.000
		4	0.180	-0.001	46.253	0.000
		5	0.099	-0.023	46.829	0.000
		6	0.071	0.044	47.133	0.000
		7	0.082	0.054	47.542	0.000
		8	0.129	0.093	48.591	0.000
		9	0.222	0.159	51.765	0.000
		10	0.240	-0.030	55.563	0.000
		11	0.173	-0.093	57.587	0.000
		12	0.078	-0.071	58.006	0.000
		13	0.078	0.133	58.436	0.000
		14	0.089	0.040	59.020	0.000
		15	0.018	-0.151	59.044	0.000
		16	0.056	0.181	59.283	0.000

180 dias (dados quinzenais - data)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.681	0.681	25.091	0.000
		2	0.375	-0.166	32.851	0.000
		3	0.295	0.211	37.748	0.000
		4	0.171	-0.186	39.429	0.000
		5	0.079	0.077	39.797	0.000
		6	0.131	0.124	40.826	0.000
		7	0.224	0.145	43.914	0.000
		8	0.303	0.151	49.667	0.000
		9	0.360	0.096	58.007	0.000
		10	0.323	-0.043	64.887	0.000
		11	0.136	-0.231	66.134	0.000
		12	0.031	0.052	66.200	0.000
		13	0.087	0.148	66.743	0.000
		14	0.070	-0.050	67.098	0.000
		15	0.003	-0.087	67.098	0.000
		16	0.029	-0.071	67.165	0.000

Figura A.4

360 dias (dados mensais)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.548	0.548	6.9545	0.008
		2	0.431	0.187	11.493	0.003
		3	0.272	-0.033	13.405	0.004
		4	0.110	-0.120	13.740	0.008
		5	0.131	0.116	14.242	0.014
		6	0.173	0.153	15.184	0.019
		7	0.094	-0.098	15.480	0.030
		8	0.002	-0.171	15.481	0.050
		9	-0.192	-0.254	16.960	0.049
		10	-0.286	-0.091	20.565	0.024
		11	-0.302	-0.009	25.037	0.009
		12	-0.267	-0.008	28.947	0.004
		13	-0.241	-0.095	32.593	0.002
		14	-0.184	0.002	35.073	0.001
		15	-0.212	-0.009	39.040	0.001
		16	-0.185	0.057	42.823	0.000

360 dias (dados quinzenais - janela)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.626	0.626	16.499	0.000
		2	0.468	0.126	25.983	0.000
		3	0.304	-0.052	30.090	0.000
		4	0.242	0.056	32.759	0.000
		5	0.306	0.221	37.174	0.000
		6	0.239	-0.070	39.935	0.000
		7	0.149	-0.115	41.041	0.000
		8	0.076	-0.008	41.341	0.000
		9	0.105	0.140	41.931	0.000
		10	0.064	-0.113	42.160	0.000
		11	0.103	0.051	42.766	0.000
		12	0.151	0.173	44.122	0.000
		13	0.128	-0.017	45.124	0.000
		14	0.159	-0.007	46.737	0.000
		15	0.090	-0.046	47.273	0.000
		16	-0.050	-0.210	47.448	0.000

Figura A.5

360 dias (dados quinzenais - data)

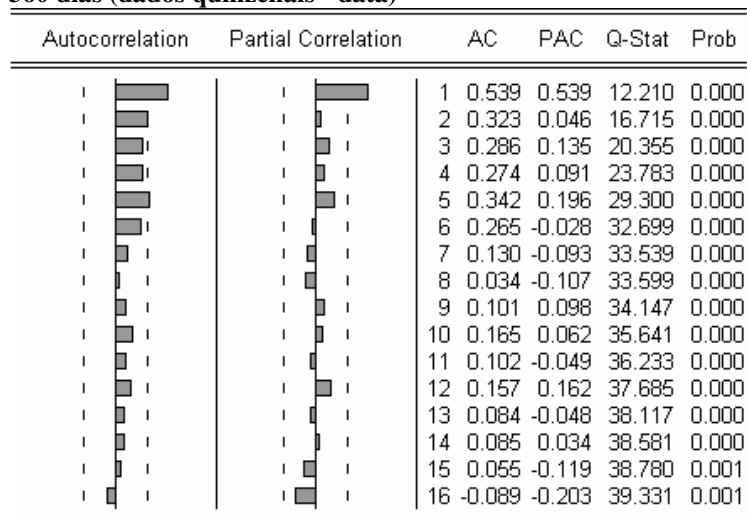


Figura A.6

Resultados dos Testes de Horizonte Variável

Tabela A.1

Teste 1: $R_{t,T} = c_1 + c_2R_{t-1,T} + c_3R_{t-2,T} + c_4R_{t-3,T} + c_5R_{t-4,T} + c_6R_{t-5,T} + \varepsilon_t$

Evento	c1	c2	c3	c4	c5	c6	R2_ajust.	n.	Ho
									(p-valor)
nov/01	0,00	0,93	-0,98	0,66	-0,39	0,24	0,44	15	0,06
	(-0,93)	(3,09)	(-3,38)	(2,99)	(-2,35)	(1,04)			
dez/01	-0,02	-0,11	-0,23	-0,12	-0,02	-0,01	0,00	35	0,84
	(-2,36)	(-0,66)	(-1,95)	(-0,65)	(-0,13)	(-0,04)			
jan/02	0,00	0,38	-0,06	-0,14	0,14	0,03	0,07	54	0,14
	(-1,73)	(3,14)	(-0,69)	(-0,95)	(1,36)	(0,39)			
fev/02	0,00	0,13	-0,14	0,18	0,15	0,13	0,08	73	0,05
	(-1,78)	(1,30)	(-2,00)	(1,12)	(1,62)	(1,10)			
mar/02	0,00	0,04	0,14	0,07	0,11	0,05	0,01	93	0,37
	(-2,07)	(0,56)	(1,30)	(0,67)	(1,77)	(0,59)			
abr/02	0,00	0,00	-0,01	0,24	0,15	0,21	0,10	115	0,01
	(-2,11)	(-0,00)	(-0,08)	(2,25)	(1,57)	(1,27)			
mai/02	0,00	0,13	0,06	0,10	0,06	0,04	0,02	136	0,22
	(-1,41)	(1,56)	(0,82)	(1,40)	(1,14)	(0,89)			
jun/02	0,00	0,19	0,00	0,30	0,12	0,04	0,16	156	0,00
	(0,01)	(2,92)	(0,02)	(3,19)	(1,76)	(0,57)			
jul/02	0,00	0,08	0,01	0,22	0,04	0,25	0,14	179	0,00
	(0,27)	(1,29)	(0,23)	(3,54)	(0,48)	(2,75)			

ago/02	0,00 (0,84)	0,08 (1,09)	0,24 (2,82)	0,13 (1,49)	-0,02 (-0,40)	0,00 (-0,07)	0,07	201	0,00
set/02	0,00 (1,77)	0,12 (1,38)	0,22 (1,41)	0,04 (0,56)	-0,03 (-0,36)	0,20 (2,25)	0,08	222	0,00
out/02	0,00 (1,55)	0,20 (2,54)	0,03 (0,47)	0,23 (3,17)	0,12 (1,29)	0,09 (1,54)	0,21	245	0,00
nov/02	0,00 (1,87)	0,25 (2,03)	0,06 (1,04)	0,11 (2,02)	0,11 (0,96)	-0,04 (-0,44)	0,11	265	0,00
dez/02	0,00 (1,84)	0,25 (2,77)	-0,02 (-0,18)	0,02 (0,17)	0,08 (1,05)	0,12 (1,01)	0,08	285	0,00
jan/03	0,00 (1,91)	0,16 (2,85)	0,04 (0,39)	0,05 (0,63)	0,13 (0,97)	0,11 (1,88)	0,08	286	0,00
fev/03	0,00 (2,19)	0,18 (3,66)	-0,01 (-0,26)	0,04 (0,72)	0,22 (1,90)	0,05 (1,14)	0,10	286	0,00
mar/03	0,00 (1,56)	0,20 (2,83)	-0,06 (-1,00)	0,14 (1,98)	0,09 (0,56)	0,11 (1,64)	0,08	283	0,00
abr/03	0,00 (0,64)	0,12 (1,73)	0,04 (0,66)	0,11 (1,76)	0,13 (1,25)	0,29 (3,39)	0,18	289	0,00
mai/03	0,00 (0,91)	0,15 (2,04)	0,16 (2,83)	0,04 (0,48)	0,11 (1,62)	0,18 (2,59)	0,17	289	0,00
jun/03	0,00 (0,36)	0,11 (1,79)	0,32 (2,52)	-0,01 (-0,16)	0,06 (0,86)	0,10 (2,09)	0,15	288	0,00
jul/03	0,00 (0,53)	0,19 (3,21)	0,27 (3,30)	-0,07 (-0,92)	0,11 (1,81)	0,02 (0,49)	0,15	290	0,00
ago/03	0,00 (0,49)	0,01 (0,05)	0,24 (3,56)	0,21 (2,92)	0,09 (1,19)	0,00 (0,07)	0,13	291	0,00
set/03	0,00 (0,26)	0,02 (0,27)	0,22 (3,28)	0,10 (1,40)	0,09 (1,24)	0,16 (1,99)	0,14	289	0,00
out/03	0,00 (-0,24)	0,26 (3,69)	0,06 (0,77)	0,04 (0,88)	0,16 (1,93)	0,00 (0,02)	0,12	290	0,00
nov/03	0,00 (-1,56)	0,09 (1,91)	0,16 (1,51)	-0,14 (-1,16)	0,16 (1,81)	0,08 (1,55)	0,09	288	0,00
dez/03	0,00 (-2,28)	0,13 (1,21)	0,03 (0,63)	0,12 (1,88)	0,04 (1,31)	-0,11 (-3,56)	0,09	286	0,00
jan/04	0,00 (-1,62)	0,06 (0,80)	-0,12 (-1,04)	0,24 (1,99)	0,02 (0,36)	0,21 (1,47)	0,12	286	0,00
fev/04	0,00 (-3,67)	0,15 (1,98)	-0,05 (-0,61)	0,09 (1,94)	-0,12 (-2,34)	-0,03 (-0,97)	0,10	284	0,00
mar/04	0,00 (-3,86)	-0,04 (-0,53)	-0,07 (-1,33)	0,06 (0,89)	0,00 (-0,15)	0,03 (0,86)	0,00	284	0,32
abr/04	0,00 (-3,84)	0,11 (1,81)	-0,07 (-2,03)	-0,02 (-0,90)	0,03 (0,78)	-0,06 (-0,70)	0,01	282	0,26
mai/04	0,00 (-1,36)	0,08 (1,19)	0,09 (1,65)	0,04 (0,80)	0,02 (0,59)	0,15 (1,34)	0,04	284	0,00

Notas: (1) Ho: (c1=...=c6=0). (2) entre parênteses encontra-se a estatística t.

Tabela A.2

Regressão 1b

$$R_{t,T} = c_1 + c_2 R_{t-1,T} + c_3 R_{t-2,T} + c_4 R_{t-3,T} + c_5 R_{t-4,T} + c_6 R_{t-5,T} + c_7 U_{t-1,T} + c_8 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

Evento	c1	c2	c3	c4	c5	c6	c7	c8	R2 _{ajust.}	n. obs.	estat. F (Ho)
nov/01	0,00 (-0,33)	0,54 (1,73)	-0,72 (-3,49)	0,16 (0,54)	-0,40 (-2,95)	-0,03 (-0,15)	0,29 (2,01)	-0,96 (-13,23)	0,87	15	13,83
dez/01	-0,01 (-2,39)	0,72 (4,16)	-0,15 (-2,03)	0,04 (0,20)	0,06 (0,37)	-0,12 (-0,68)	0,00 (-0,63)	-1,36 (-3,15)	0,37	35	3,90
jan/02	0,00 (0,24)	1,20 (7,59)	-0,34 (-2,71)	-0,11 (-0,99)	0,27 (1,87)	-0,07 (-0,64)	0,00 (1,25)	-1,24 (-4,59)	0,41	54	6,16
fev/02	0,00 (1,77)	0,91 (8,99)	-0,18 (-1,92)	0,24 (1,77)	0,05 (0,45)	-0,08 (-0,99)	0,01 (2,00)	-1,15 (-4,46)	0,36	73	6,89
mar/02	0,00 (2,34)	0,85 (11,40)	0,10 (0,73)	-0,05 (-0,32)	0,05 (0,47)	-0,08 (-1,07)	0,01 (3,27)	-0,97 (-47,02)	0,13	93	3,00
abr/02	0,00 (0,36)	0,05 (0,19)	-0,08 (-0,56)	0,16 (1,71)	0,07 (0,56)	0,14 (0,90)	0,02 (2,87)	-0,13 (-0,39)	0,18	115	4,63
mai/02	0,00 (-1,22)	0,47 (1,03)	-0,03 (-0,30)	0,03 (0,39)	-0,01 (-0,13)	0,00 (0,02)	0,02 (1,32)	-0,43 (-0,87)	0,11	136	3,41
jun/02	0,00 (0,22)	1,09 (12,65)	-0,19 (-1,80)	0,28 (2,03)	-0,17 (-2,01)	-0,02 (-0,31)	0,00 (0,09)	-0,98 (-46,22)	0,21	156	6,94
jul/02	-0,01 (-1,05)	0,36 (2,68)	0,00 (0,08)	0,19 (2,94)	-0,03 (-0,29)	0,27 (2,88)	0,01 (1,13)	-0,34 (-2,31)	0,15	179	5,38
ago/02	0,00 (0,61)	-0,82 (-6,43)	0,30 (3,23)	0,33 (3,47)	0,09 (0,82)	-0,06 (-0,71)	-0,01 (-0,49)	0,91 (10,22)	0,09	201	3,87
set/02	0,00 (0,43)	0,99 (11,11)	0,13 (0,61)	-0,17 (-0,93)	-0,06 (-0,49)	0,10 (1,29)	0,00 (-0,31)	-0,98 (-154,60)	0,13	222	5,76
out/02	0,00 (0,84)	0,40 (0,74)	-0,03 (-0,22)	0,20 (2,75)	0,06 (0,38)	0,05 (0,46)	0,00 (-0,74)	-0,21 (-0,41)	0,20	245	9,97
nov/02	0,01 (1,40)	0,36 (0,57)	0,02 (0,11)	0,09 (1,69)	0,08 (0,61)	-0,06 (-0,61)	0,00 (-1,30)	-0,11 (-0,18)	0,12	265	5,90
dez/02	0,00 (-0,36)	1,00 (7,08)	-0,21 (-1,68)	0,03 (0,19)	0,05 (0,39)	0,08 (0,61)	0,00 (0,77)	-0,82 (-5,46)	0,13	285	6,88
jan/03	0,00 (0,86)	-0,19 (-0,47)	0,10 (0,97)	0,05 (0,68)	0,14 (1,01)	0,16 (1,53)	0,00 (-0,29)	0,35 (0,86)	0,07	286	4,15
fev/03	0,00 (0,88)	0,38 (1,52)	-0,05 (-0,90)	0,04 (0,72)	0,21 (1,62)	0,02 (0,51)	0,00 (-0,17)	-0,20 (-0,77)	0,09	286	5,21
mar/03	0,00 (-0,34)	1,05 (8,80)	-0,23 (-2,43)	0,18 (1,82)	-0,02 (-0,13)	-0,02 (-0,15)	0,00 (1,27)	-0,87 (-8,79)	0,09	283	4,93
abr/03	0,00 (1,25)	-0,16 (-0,73)	0,08 (1,34)	0,12 (2,19)	0,16 (1,62)	0,34 (2,98)	0,00 (1,69)	0,31 (1,32)	0,19	289	10,46
mai/03	0,00 (0,87)	0,87 (6,05)	0,05 (0,68)	-0,08 (-0,94)	0,07 (0,75)	0,02 (0,31)	0,00 (1,64)	-0,76 (-5,20)	0,19	289	10,56
jun/03	0,00 (2,60)	1,03 (19,53)	0,21 (1,24)	-0,29 (-2,12)	0,04 (0,40)	0,02 (0,34)	0,00 (4,36)	-0,99 (-259,44)	0,20	288	11,28
jul/03	0,00 (3,83)	1,09 (17,70)	0,09 (1,06)	-0,32 (-2,66)	0,16 (1,67)	-0,03 (-0,56)	0,00 (4,72)	-0,99 (-215,73)	0,21	290	12,09
ago/03	0,00 (3,72)	0,90 (7,10)	0,22 (1,67)	-0,02 (-0,16)	-0,11 (-1,32)	-0,01 (-0,08)	0,00 (4,05)	-1,00 (-166,21)	0,21	291	11,85
set/03	0,00 (1,41)	0,65 (3,29)	0,18 (2,01)	-0,03 (-0,45)	0,01 (0,10)	0,10 (1,13)	0,00 (1,62)	-0,66 (-3,99)	0,16	289	8,56

out/03	0,00	-0,20	0,18	0,07	0,20	0,05	0,00	0,48	0,12	290	6,77
	(0,50)	(-0,53)	(1,75)	(1,10)	(2,15)	(1,06)	(0,82)	(1,23)			
nov/03	0,00	0,53	0,13	-0,19	0,20	0,07	0,00	-0,50	0,12	288	6,63
	(-0,56)	(3,83)	(1,20)	(-1,31)	(1,57)	(0,83)	(0,25)	(-2,96)			
dez/03	0,00	0,52	-0,02	0,04	0,06	-0,11	0,00	-0,44	0,09	286	5,18
	(-2,08)	(4,54)	(-0,27)	(0,72)	(1,41)	(-2,66)	(-0,22)	(-3,54)			
jan/04	0,00	0,62	-0,15	0,24	-0,15	0,11	0,00	-0,63	0,22	286	12,27
	(-1,13)	(4,72)	(-1,20)	(1,65)	(-1,24)	(1,55)	(1,12)	(-4,00)			
fev/04	0,00	-0,53	0,09	-0,01	-0,05	-0,12	0,00	0,68	0,12	284	6,38
	(-2,25)	(-3,58)	(1,41)	(-0,28)	(-1,35)	(-4,32)	(0,28)	(4,32)			
mar/04	0,00	-0,73	-0,11	0,05	0,05	0,05	0,01	0,70	0,02	284	1,70
	(-1,47)	(-2,77)	(-1,39)	(0,82)	(1,10)	(1,66)	(1,25)	(2,36)			
abr/04	0,00	-0,04	-0,07	-0,04	0,02	-0,08	0,01	0,14	0,01	282	1,59
	(-1,76)	(-0,12)	(-1,28)	(-0,97)	(0,43)	(-0,90)	(1,43)	(0,39)			
mai/04	0,00	0,62	0,03	-0,02	0,01	0,16	0,00	-0,59	0,07	284	3,99
	(-0,67)	(3,28)	(0,41)	(-0,38)	(0,17)	(1,41)	(1,65)	(-3,23)			

Notas: (1) Ho: (c1=...=c8=0). (2) entre parênteses encontra-se a estatística *t*.

Tabela A.3

Regressão 1c

$$R_{t,T} = c_1 + c_2 R_{t-1,T} + c_3 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

Evento	c1	c2	c3	R2_ajust.	n. obs. obs.	estat. F (Ho)
nov/01	-0,01	-0,35	1,00	0,41	19	7,26
	(-4,13)	(-1,53)	(3,80)			
dez/01	-0,01	-0,85	0,96	0,09	39	2,97
	(-4,78)	(-14,71)	(43,42)			
jan/02	0,00	0,77	-0,71	0,16	58	6,25
	(-1,80)	(6,01)	(-3,77)			
fev/02	0,00	0,85	-0,79	0,13	77	6,74
	(-1,54)	(10,25)	(-7,24)			
mar/02	0,00	0,97	-0,98	0,10	97	6,35
	(-0,26)	(52,11)	(-69,94)			
abr/02	0,00	0,97	-1,00	0,10	119	7,86
	(-0,16)	(47,64)	(-52,05)			
mai/02	0,01	0,99	-0,99	0,11	140	9,32
	(0,41)	(58,13)	(-101,87)			
jun/02	13,57	1,00	-0,95	0,20	160	20,27
	(0,00)	(66,30)	(-40,98)			
jul/02	0,05	1,00	-0,99	0,15	183	17,30
	(0,33)	(149,78)	(-199,59)			
ago/02	0,02	1,00	-0,99	0,14	205	17,20
	(0,53)	(129,11)	(-138,08)			
set/02	8,02	1,00	-0,98	0,14	226	20,05
	(0,00)	(115,78)	(-242,47)			
out/02	0,01	0,96	-0,84	0,19	249	31,02
	(0,95)	(23,07)	(-10,85)			
nov/02	0,00	-0,02	0,29	0,07	269	11,77
	(1,99)	(-0,10)	(1,37)			
dez/02	0,00	0,18	0,09	0,07	289	11,30
	(1,77)	(1,37)	(0,44)			
jan/03	0,00	0,66	-0,52	0,14	290	24,30
	(2,29)	(5,46)	(-3,93)			
fev/03	0,00	0,07	0,14	0,04	290	7,56
	(2,65)	(4,27)	(2,78)			

mar/03	0,00 (2,32)	-0,64 (-5,43)	0,84 (8,42)	0,06	287	10,08
abr/03	0,00 (-0,18)	0,99 (43,20)	-0,89 (-25,67)	0,16	293	27,84
mai/03	0,00 (0,81)	0,93 (19,52)	-0,76 (-9,59)	0,21	293	40,37
jun/03	0,00 (0,67)	-0,10 (-1,56)	0,20 (1,85)	0,02	292	3,71
jul/03	0,00 (0,47)	0,29 (2,56)	-0,08 (-0,66)	0,07	294	11,63
ago/03	0,00 (-0,28)	0,99 (94,56)	-0,93 (-33,46)	0,13	295	22,20
set/03	0,00 (-0,39)	0,98 (64,43)	-0,92 (-21,49)	0,10	293	17,72
out/03	0,00 (-0,04)	-0,24 (-1,32)	0,46 (2,44)	0,12	294	20,85
nov/03	0,00 (-2,41)	0,82 (14,63)	-0,80 (-9,79)	0,22	292	43,13
dez/03	0,00 (-1,11)	-0,46 (-9,24)	0,66 (7,68)	0,42	290	106,17
jan/04	0,00 (-5,14)	0,86 (17,22)	-0,89 (-11,46)	0,05	290	8,83
fev/04	0,00 (-4,00)	0,47 (5,77)	-0,64 (-2,95)	0,48	288	131,90
mar/04	0,00 (-5,05)	0,67 (10,11)	-0,77 (-6,13)	0,17	288	30,11
abr/04	0,00 (-4,68)	-0,60 (-5,11)	0,76 (8,74)	0,14	286	24,83
mai/04	0,00 (-1,92)	-0,41 (-11,54)	0,48 (5,89)	0,09	288	15,08

Notas: (1) $H_0: (c_1 = \dots = c_3 = 0)$. (2) entre parênteses encontra-se a estatística t

Tabela A.4

Teste 2

$$U_{t,T} = c_1 + c_2 R_{t,T} + c_3 R_{t-1,T} + c_4 R_{t-2,T} + c_5 R_{t-3,T} + c_6 R_{t-4,T} + c_7 R_{t-5,T} + \varepsilon_t$$

Evento	c1	c2	c3	c4	c5	c6	c7	R ² ajust.	n. obs.	H ₀ (p-valor)
nov/01	0,00 (-0,14)	0,84 (3,15)	0,27 (1,41)	0,33 (1,28)	1,07 (3,50)	0,36 (1,16)	0,72 (3,41)	0,75	15	0,01
dez/01	-0,28 (-5,47)	-1,62 (-2,07)	-1,61 (-1,89)	-1,37 (-1,53)	-1,31 (-1,56)	-0,68 (-0,57)	-0,12 (-0,11)	0,00	35	0,70
jan/02	-0,02 (-0,84)	1,50 (1,56)	0,50 (0,60)	1,35 (1,56)	0,88 (1,08)	1,51 (1,79)	1,83 (1,86)	0,13	54	0,05
fev/02	-0,10 (-6,25)	0,95 (0,70)	0,81 (0,66)	1,76 (1,84)	1,59 (1,57)	1,76 (1,51)	1,45 (1,39)	0,20	73	0,00
mar/02	-0,12 (-8,47)	1,60 (1,62)	1,46 (1,61)	1,35 (1,47)	1,74 (1,73)	1,94 (1,59)	1,67 (1,38)	0,18	93	0,00
abr/02	-0,07 (-4,43)	2,90 (1,73)	2,45 (2,07)	2,82 (2,55)	1,97 (1,83)	1,74 (1,60)	1,15 (0,85)	0,26	115	0,00
mai/02	0,06 (3,85)	1,98 (2,14)	1,64 (2,38)	1,55 (2,67)	1,56 (2,98)	1,40 (2,76)	2,03 (2,42)	0,23	136	0,00
jun/02	0,33 (19,60)	0,39 (0,39)	0,38 (0,45)	0,39 (0,44)	0,22 (0,27)	-0,04 (-0,05)	0,68 (0,55)	0,00	156	0,78
jul/02	0,85 (43,39)	-0,26 (-0,30)	-0,80 (-0,98)	-0,46 (-0,62)	-0,81 (-1,08)	-0,75 (-0,98)	-0,60 (-0,70)	0,01	179	0,28

ago/02	0,40	-1,48	-1,48	-1,48	-1,74	-1,73	-1,48	0,17	201	0,00
	(18,53)	(-1,59)	(-1,78)	(-2,06)	(-2,37)	(-1,93)	(-1,31)			
set/02	1,22	-2,99	-2,66	-2,33	-2,02	-1,95	-1,51	0,22	222	0,00
	(49,76)	(-3,63)	(-2,93)	(-3,40)	(-2,89)	(-2,68)	(-1,55)			
out/02	0,96	-2,15	-2,41	-3,08	-3,54	-4,17	-4,37	0,51	245	0,00
	(34,83)	(-2,12)	(-3,13)	(-4,66)	(-4,25)	(-3,54)	(-4,00)			
nov/02	0,91	-2,99	-2,31	-2,40	-2,67	-2,57	-3,55	0,19	265	0,00
	(21,13)	(-3,27)	(-2,92)	(-3,11)	(-3,36)	(-2,61)	(-4,05)			
dez/02	0,77	-2,09	-2,22	-2,35	-2,40	-2,37	-2,75	0,10	285	0,00
	(14,97)	(-1,86)	(-2,16)	(-2,54)	(-2,23)	(-2,39)	(-2,09)			
jan/03	0,70	-1,42	-1,69	-1,67	-1,46	-1,41	-1,72	0,03	286	0,02
	(11,27)	(-0,93)	(-1,28)	(-1,30)	(-1,07)	(-1,43)	(-1,56)			
fev/03	0,68	-1,32	-1,59	-2,15	-2,15	-2,23	-2,12	0,05	286	0,00
	(10,57)	(-0,95)	(-1,30)	(-1,70)	(-1,78)	(-1,74)	(-2,28)			
mar/03	0,37	-0,05	-0,57	-0,61	-0,89	-0,92	-1,20	0,00	283	0,86
	(5,43)	(-0,04)	(-0,56)	(-0,55)	(-0,75)	(-0,86)	(-0,93)			
abr/03	-0,16	1,36	0,50	0,26	-0,23	-0,46	-1,67	0,00	289	0,97
	(-2,57)	(0,97)	(0,44)	(0,25)	(-0,21)	(-0,43)	(-1,18)			
mai/03	-0,12	1,86	1,06	0,32	-0,13	-0,85	-1,65	0,00	289	0,83
	(-2,18)	(1,44)	(1,06)	(0,36)	(-0,15)	(-0,91)	(-1,41)			
jun/03	-0,27	0,79	0,59	0,02	0,45	0,17	-1,08	0,00	288	0,96
	(-5,14)	(0,79)	(0,66)	(0,03)	(0,51)	(0,17)	(-1,37)			
jul/03	-0,22	0,82	0,28	-0,28	-0,42	-0,38	0,85	0,00	290	0,98
	(-4,58)	(0,78)	(0,31)	(-0,34)	(-0,47)	(-0,43)	(0,75)			
ago/03	-0,28	0,83	0,62	0,40	0,34	0,51	1,04	0,00	291	0,69
	(-6,41)	(0,80)	(0,58)	(0,46)	(0,39)	(0,47)	(0,82)			
set/03	-0,36	0,65	0,36	-0,59	-0,07	-0,20	-0,43	0,00	289	0,99
	(-9,34)	(0,78)	(0,45)	(-0,62)	(-0,10)	(-0,24)	(-0,50)			
out/03	-0,46	-0,30	-0,41	-0,79	-0,94	-0,60	-1,19	0,01	290	0,26
	(-12,54)	(-0,38)	(-0,67)	(-1,28)	(-1,41)	(-0,82)	(-1,78)			
nov/03	-0,40	-1,30	-1,62	-1,76	-0,77	-1,01	-1,01	0,03	288	0,04
	(-11,03)	(-1,21)	(-1,61)	(-2,21)	(-1,12)	(-1,56)	(-1,39)			
dez/03	-0,45	-1,19	-0,86	-1,25	-1,06	-1,68	-0,88	0,02	286	0,04
	(-12,50)	(-1,25)	(-1,04)	(-1,69)	(-1,67)	(-2,36)	(-1,99)			
jan/04	-0,37	-0,27	-1,31	-1,10	-2,10	-1,95	-2,17	0,02	286	0,06
	(-9,77)	(-0,21)	(-1,08)	(-0,88)	(-1,76)	(-1,89)	(-2,29)			
fev/04	-0,34	-0,36	-0,63	-0,89	-0,80	0,36	1,02	0,00	284	0,75
	(-8,19)	(-0,18)	(-0,37)	(-0,60)	(-0,48)	(0,66)	(1,99)			
mar/04	-0,30	1,01	0,81	0,83	-0,58	-1,08	-1,46	0,00	284	0,42
	(-8,13)	(0,67)	(0,52)	(0,50)	(-0,93)	(-1,22)	(-2,43)			
abr/04	-0,20	2,01	1,62	1,85	1,63	2,33	2,26	0,02	282	0,06
	(-5,72)	(1,23)	(1,18)	(1,29)	(1,05)	(1,78)	(1,56)			
mai/04	-0,01	1,53	1,64	1,18	0,94	0,35	0,94	0,01	284	0,16
	(-0,46)	(1,42)	(1,64)	(1,22)	(0,98)	(0,28)	(0,97)			

Notas:(1) Ho: (c1=...=c7=0). (2) entre parênteses encontra-se a estatística t

Tabela A.5

Regressão 2b

$$U_{t,T} = c_1 + c_2 R_{t,T} + c_3 R_{t-1,T} + c_4 R_{t-2,T} + c_5 R_{t-3,T} + c_6 R_{t-4,T} + c_7 R_{t-5,T} + c_8 U_{t-1,T} + \varepsilon_t$$

Evento	c1	c2	c3	c4	c5	c6	c7	c8	n. obs.	R2_ajust.	Ho (p-valor)
nov/01	0,00 (0,16)	-0,83 (-24,37)	-0,68 (-30,51)	-0,47 (-12,90)	-0,35 (-12,89)	-0,15 (-5,60)	-0,07 (-2,51)	0,854 (62,65)	14	0,996	0,00
dez/01	226,60 (0,01)	-0,85 (-32,03)	-0,71 (-21,92)	-0,55 (-10,95)	-0,39 (-6,47)	-0,24 (-4,03)	-0,14 (-3,48)	1,000 (128,60)	34	0,998	0,00
jan/02	0,11 (1,36)	-0,85 (-16,11)	-0,70 (-10,45)	-0,56 (-6,86)	-0,38 (-4,19)	-0,25 (-3,15)	-0,12 (-2,16)	0,968 (102,12)	53	0,997	0,00
fev/02	-0,01 (-0,37)	-0,84 (-10,74)	-0,71 (-5,72)	-0,52 (-3,77)	-0,38 (-2,86)	-0,23 (-2,42)	-0,12 (-2,43)	0,967 (136,39)	72	0,998	0,00
mar/02	-0,01 (-0,35)	-0,83 (-16,36)	-0,69 (-8,75)	-0,56 (-6,08)	-0,43 (-4,51)	-0,30 (-3,89)	-0,16 (-3,04)	0,973 (161,65)	92	0,998	0,00
abr/02	0,03 (0,76)	-0,83 (-23,15)	-0,68 (-12,69)	-0,52 (-7,92)	-0,38 (-5,27)	-0,24 (-3,80)	-0,13 (-3,23)	0,975 (195,88)	114	0,999	0,00
mai/02	0,11 (4,15)	-0,85 (-30,65)	-0,71 (-17,47)	-0,56 (-12,68)	-0,43 (-9,39)	-0,29 (-7,38)	-0,15 (-5,56)	0,971 (163,65)	135	0,999	0,00
jun/02	0,37 (9,29)	-0,87 (-14,77)	-0,74 (-8,00)	-0,59 (-5,16)	-0,46 (-3,91)	-0,32 (-3,05)	-0,17 (-2,60)	0,977 (124,74)	155	0,996	0,00
jul/02	1,00 (0,82)	-0,87 (-16,80)	-0,73 (-7,87)	-0,55 (-5,11)	-0,41 (-3,77)	-0,24 (-2,80)	-0,11 (-2,26)	1,001 (101,10)	178	0,997	0,00
ago/02	-112,58 (-0,00)	-0,83 (-12,90)	-0,66 (-6,23)	-0,53 (-4,26)	-0,43 (-3,43)	-0,29 (-2,90)	-0,14 (-2,30)	1,000 (105,82)	200	0,998	0,00
set/02	-127,37 (-0,00)	-0,91 (-16,48)	-0,75 (-10,05)	-0,61 (-6,83)	-0,44 (-5,10)	-0,29 (-3,65)	-0,15 (-2,91)	1,000 (200,04)	221	0,999	0,00
out/02	1,05 (30,08)	-0,86 (-19,24)	-0,74 (-11,32)	-0,60 (-7,80)	-0,47 (-6,27)	-0,31 (-5,42)	-0,16 (-4,25)	1,026 (155,69)	244	0,999	0,00
nov/02	1,13 (14,28)	-0,81 (-13,71)	-0,68 (-6,61)	-0,56 (-4,84)	-0,44 (-3,91)	-0,32 (-3,15)	-0,18 (-2,86)	1,011 (210,28)	264	0,999	0,00
dez/02	1,08 (7,99)	-0,86 (-18,82)	-0,72 (-10,61)	-0,57 (-6,85)	-0,41 (-4,88)	-0,27 (-3,57)	-0,13 (-2,76)	1,007 (252,94)	284	0,999	0,00
jan/03	-146,18 (-0,01)	-0,84 (-16,96)	-0,71 (-9,19)	-0,56 (-6,31)	-0,38 (-4,39)	-0,22 (-2,72)	-0,12 (-2,33)	1,000 (296,83)	285	0,999	0,00
fev/03	-161,76 (-0,01)	-0,84 (-15,39)	-0,71 (-8,67)	-0,55 (-5,89)	-0,37 (-4,17)	-0,23 (-3,14)	-0,09 (-1,64)	1,000 (361,54)	285	1,000	0,00
mar/03	-109,98 (-0,01)	-0,85 (-14,56)	-0,73 (-8,01)	-0,58 (-5,32)	-0,43 (-4,53)	-0,28 (-3,28)	-0,15 (-2,66)	1,000 (423,92)	282	1,000	0,00
abr/03	-1,31 (-0,68)	-0,86 (-15,48)	-0,75 (-8,08)	-0,60 (-5,63)	-0,43 (-4,31)	-0,27 (-3,28)	-0,15 (-3,01)	0,998 (487,54)	288	1,000	0,00
mai/03	122,65 (0,01)	-0,84 (-11,59)	-0,68 (-5,95)	-0,53 (-4,12)	-0,38 (-3,12)	-0,25 (-2,46)	-0,13 (-2,08)	1,000 (519,86)	288	0,999	0,00
jun/03	-0,62 (-1,25)	-0,85 (-11,78)	-0,69 (-6,07)	-0,57 (-4,66)	-0,42 (-3,77)	-0,28 (-3,02)	-0,11 (-2,03)	0,997 (500,11)	287	0,999	0,00
jul/03	-0,46 (-1,20)	-0,82 (-14,11)	-0,66 (-7,53)	-0,54 (-5,82)	-0,39 (-4,57)	-0,27 (-3,94)	-0,12 (-2,83)	0,996 (382,84)	289	0,999	0,00
ago/03	-0,49 (-2,36)	-0,83 (-15,15)	-0,66 (-7,21)	-0,51 (-4,94)	-0,41 (-4,12)	-0,28 (-3,54)	-0,13 (-2,74)	0,994 (401,61)	290	0,999	0,00
set/03	-0,51 (-1,55)	-0,86 (-14,66)	-0,71 (-7,44)	-0,56 (-5,37)	-0,41 (-4,48)	-0,27 (-3,57)	-0,13 (-3,06)	0,996 (338,58)	288	0,999	0,00
out/03	-0,74 (-0,57)	-0,83 (-11,05)	-0,69 (-6,21)	-0,56 (-4,46)	-0,42 (-3,40)	-0,28 (-2,77)	-0,14 (-2,44)	1,001 (300,53)	289	0,999	0,00
nov/03	112,10 (0,00)	-0,83 (-13,58)	-0,61 (-6,84)	-0,40 (-3,81)	-0,20 (-1,84)	-0,11 (-1,18)	-0,03 (-0,39)	1,000 (348,86)	287	0,999	0,00
dez/03	-1,02 (-1,60)	-0,76 (-10,25)	-0,57 (-5,44)	-0,43 (-4,12)	-0,30 (-2,94)	-0,20 (-2,96)	-0,10 (-4,10)	1,003 (372,19)	285	0,999	0,00
jan/04	-1,53	-0,78	-0,66	-0,53	-0,37	-0,22	-0,09	1,002	285	1,000	0,00

	(-1,06)	(-10,43)	(-8,03)	(-5,93)	(-4,69)	(-3,69)	(-3,02)	(411,11)			
fev/04	5,89	-0,80	-0,59	-0,39	-0,26	-0,08	-0,02	1,000	283	1,000	0,00
	(0,15)	(-21,12)	(-11,18)	(-7,36)	(-6,50)	(-2,04)	(-1,16)	(409,33)			
mar/04	1,56	-0,81	-0,59	-0,37	-0,17	-0,09	-0,02	0,999	283	1,000	0,00
	(0,42)	(-23,87)	(-9,75)	(-4,35)	(-1,56)	(-1,21)	(-0,54)	(390,98)			
abr/04	0,35	-0,86	-0,71	-0,57	-0,41	-0,25	-0,12	0,996	281	1,000	0,00
	(1,15)	(-36,84)	(-19,50)	(-13,66)	(-9,88)	(-6,97)	(-5,34)	(440,68)			
mai/04	0,20	-0,87	-0,74	-0,59	-0,44	-0,30	-0,15	0,993	283	0,999	0,00
	(1,37)	(-15,79)	(-8,43)	(-6,26)	(-5,03)	(-4,29)	(-3,50)	(353,90)			

Notas:(1) Ho: (c1=...=c8=0). (2) entre parênteses encontra-se a estatística t

Tabela A.6

Teste 3

$$U_{t,T} = c_1 + c_2 U_{t-1,T} + \varepsilon_t$$

Evento	c1	c2	R2_ajust.	n. obs.	Ho (p-valor)
nov/01	0,002	0,904	0,94	20	0,01
	(0,61)	(21,85)			
dez/01	0,009	0,987	0,98	40	0,00
	(2,54)	(62,67)			
jan/02	0,003	0,956	0,99	59	0,00
	(1,29)	(66,90)			
fev/02	-0,002	0,957	0,99	78	0,00
	(-1,05)	(83,08)			
mar/02	0,000	0,973	0,99	98	0,00
	(-0,26)	(134,72)			
abr/02	0,001	0,976	1,00	120	0,00
	(0,80)	(136,89)			
mai/02	0,003	0,968	0,99	141	0,00
	(3,34)	(105,06)			
jun/02	0,009	0,974	0,99	161	0,06
	(2,23)	(88,53)			
jul/02	0,005	0,994	0,99	184	0,78
	(0,55)	(94,27)			
ago/02	-0,003	1,007	0,99	206	0,75
	(-0,74)	(105,52)			
set/02	-0,021	1,016	0,99	227	0,11
	(-2,10)	(127,16)			
out/02	-0,022	1,020	1,00	250	0,01
	(-2,87)	(135,54)			
nov/02	-0,012	1,010	1,00	270	0,05
	(-2,24)	(207,30)			
dez/02	-0,006	1,006	1,00	290	0,25
	(-1,54)	(240,98)			
jan/03	-0,005	1,004	1,00	291	0,27
	(-1,36)	(264,09)			
fev/03	-0,005	1,004	1,00	291	0,16
	(-1,78)	(344,08)			
mar/03	-0,003	0,999	1,00	288	0,01
	(-1,38)	(383,12)			
abr/03	-0,002	0,998	1,00	294	0,26
	(-1,33)	(430,52)			
mai/03	-0,001	0,998	1,00	294	0,45
	(-0,87)	(418,34)			
jun/03	-0,001	0,998	1,00	293	0,69
	(-0,53)	(373,00)			
jul/03	-0,003	0,992	1,00	295	0,25
	(-1,51)	(194,74)			
ago/03	-0,004	0,990	1,00	296	0,06
	(-2,15)	(237,06)			

set/03	-0,003 (-1,37)	0,994 (285,52)	1,00	294	0,25
out/03	0,000 (0,11)	1,000 (250,27)	0,99	295	0,95
nov/03	0,000 (0,19)	1,000 (255,50)	1,00	293	0,95
dez/03	0,000 (-0,01)	0,995 (131,76)	0,99	291	0,23
jan/04	0,003 (2,47)	1,002 (302,44)	1,00	291	0,01
fev/04	-0,002 (-0,55)	0,983 (63,32)	0,99	289	0,00
mar/04	0,001 (1,63)	1,000 (239,82)	1,00	289	0,19
abr/04	0,001 (1,35)	0,993 (315,41)	1,00	287	0,00
mai/04	0,001 (1,85)	0,990 (236,77)	1,00	289	0,00

Notas:(1) Ho: (c1=0 e c2=1). (2) entre parênteses encontra-se a estatística *t*.

Testes de Diagnóstico

Tabela A.7

Teste A (horizonte fixo)

Horizonte (dias)	Dados	Normalidade (p-valor J.Bera)	Autocorrel. (p-valor até 5 defasagens)	Heteroced. (p-valor White)
30	mensais	0,02	0,037	0,703
60	mensais	0,09	0,005	0,915
90	mensais	0,26	0,002	0,170
180	mensais	0,16	0,113	0,037
360	mensais	0,72	0,018	0,004
180 (a)	quizenais	0,07	0,000	0,001
180 (b)	quizenais	0,22	0,000	0,001
360 (a)	quizenais	0,54	0,000	0,000
360 (b)	quizenais	0,55	0,000	0,000

Nota:(1) (a) e (b) indicam as duas metodologias de geração de dados quizenais, descritas na seção Horizonte Fixo de Previsão

Tabela A.8
Testes de horizonte variável

Evento	Teste 1			Teste 2			Teste 3		
	Normalidade (p-valor J. Bera)	Autocorrel. (p-valor 5 defas.)	Heteroced. (p-valor White)	Normalidade (p-valor J. Bera)	Autocorrel. (p-valor 5 defas.)	Heteroced. (p-valor White)	Normalidade (p-valor J. Bera)	Autocorrel. (p-valor 5 defas.)	Heteroced. (p-valor White)
nov/01	0.66	0.05	0.33	0.85	0.34	0.36	0.28	0.23	0.01
dez/01	0.03	0.63	0.31	0.37	0.00	0.93	0.00	0.91	0.93
jan/02	0.00	0.20	0.78	0.11	0.00	0.44	0.00	0.51	0.01
fev/02	0.00	0.23	0.27	0.14	0.00	0.17	0.00	0.66	0.04
mar/02	0.00	0.97	0.98	0.00	0.00	0.06	0.00	0.95	0.06
abr/02	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.04	0.00	0.25	0.01
mai/02	0.00	0.57	0.97	0.00	0.00	0.67	0.00	0.98	0.05
jun/02	0.00	0.79	0.99	0.00	0.00	0.07	0.00	0.00	0.02
jul/02	0.00	0.03	0.75	0.00	0.00	0.27	0.00	0.00	0.00
ago/02	0.00	0.58	0.89	0.00	0.00	0.79	0.00	0.01	0.01
set/02	0.00	0.35	0.01	0.00	0.00	0.81	0.00	0.00	0.00
out/02	0.00	0.16	0.00	0.00	0.00	0.41	0.00	0.00	0.00
nov/02	0.00	0.40	0.01	0.00	0.00	0.99	0.00	0.00	0.00
dez/02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.18	0.00	0.00	0.00
jan/03	0.00	0.21	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
fev/03	0.00	0.76	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01
mar/03	0.00	0.49	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
abr/03	0.00	0.15	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
mai/03	0.00	0.01	0.49	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
jun/03	0.00	0.58	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.10
jul/03	0.00	0.39	0.08	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00
ago/03	0.00	0.27	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.07
set/03	0.00	0.29	0.00	0.00	0.00	0.12	0.00	0.00	0.08
out/03	0.00	0.42	0.01	0.00	0.00	0.14	0.00	0.00	0.39
nov/03	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.51	0.00	0.00	0.23
dez/03	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.50	0.00	0.00	0.55
jan/04	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.98	0.00	0.00	0.11
fev/04	0.00	0.00	0.44	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00
mar/04	0.00	0.00	0.16	0.00	0.00	0.32	0.00	0.00	0.25
abr/04	0.00	0.01	0.42	0.00	0.00	0.03	0.00	0.52	0.00
mai/04	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.44	0.00	0.07	0.00