

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 881

UM TESTE DE EXISTÊNCIA DE BOLHAS NA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL

Wilfredo L. Maldonado*
Octávio Augusto Fontes Tourinho**
Marcos Valli***

Rio de Janeiro, maio de 2002

* Da UFF.

** Da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do IPEA.

*** Da Campos & Valli Consultoria.

Governo Federal

**Ministério do Planejamento,
Orçamento e Gestão**

Ministro – Guilherme Gomes Dias

Secretário Executivo – Simão Cirineu Dias

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o IPEA fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais, possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro, e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Roberto Borges Martins

Chefe de Gabinete

Luis Fernando de Lara Resende

Diretor de Estudos Macroeconômicos

Eustáquio José Reis

Diretor de Estudos Regionais e Urbanos

Gustavo Maia Gomes

Diretor de Administração e Finanças

Hubimaier Cantuária Santiago

Diretor de Estudos Setoriais

Luis Fernando Tironi

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Murilo Lôbo

Diretor de Estudos Sociais

Ricardo Paes de Barros

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Uma publicação que tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos, direta ou indiretamente, pelo IPEA e trabalhos que, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

A produção editorial deste volume contou com o apoio financeiro do Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID), por intermédio do Programa Rede de Pesquisa e Desenvolvimento de Políticas Públicas, REDE-IPEA, operacionalizado pelo Projeto BRA/97/013 de cooperação técnica com o PNUD.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 1

2 UMA REGRESSÃO COM MUDANÇA DE REGIME PARA TESTAR BOLHAS 2

3 MODELOS PARA VALORES FUNDAMENTAIS DA EXR 4

4 ESPECIFICAÇÕES DO MODELO A SEREM TESTADAS 6

5 RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES E TESTES 7

6 CONCLUSÕES 13

BIBLIOGRAFIA 14

SINOPSE

A taxa de câmbio brasileira tem sido uma das variáveis macroeconômicas que no último ano sofreu flutuações significativas resultantes das crises energética e argentina, embora os fundamentos da economia não tenham sofrido deterioração significativa. Essas flutuações são essencialmente fruto de especulações ou expectativas contrárias à estabilidade da moeda.

Neste trabalho fazemos uso de um modelo de regressão com mudança de regime para testar a existência de bolhas na taxa de câmbio brasileira. Consideramos o período de taxa de câmbio livre que vai de fevereiro de 1999 a fevereiro de 2002. Isto é feito para poder capturar a existência de bolhas especulativas, já que em períodos anteriores as estreitas bandas de câmbio com sucessivas intervenções do Banco Central no mercado de câmbio evitavam a possibilidade de especulação.

Para construir a taxa fundamental da economia utilizamos três modelos estruturais clássicos na literatura de taxa de câmbio. O primeiro modelo propõe que a taxa de câmbio fundamental deve igualar os poderes de compra no Brasil e no exterior (chamado modelo de Paridade no Poder de Compra); o segundo utiliza um princípio de economia internacional que afirma que a taxa de câmbio fundamental deve equilibrar o balanço de conta corrente no Brasil com o estrangeiro; e, finalmente, o último modelo relaxa a hipótese de paridade no poder de compra, permitindo que o ajuste da taxa de câmbio real seja de maneira a convergir (no longo prazo) à taxa de paridade no poder de compra. Além disso, supomos que a taxa fundamental cumpre a paridade da taxa de juros ao descoberto. Concluímos que o primeiro e o último modelo detectam a presença desse tipo de especulação no mercado.

ABSTRACT

The Brazilian exchange rate has suffered strong fluctuations in the last year. They resulted from the Argentina crises and the energetic crises which influenced expectations about the future value of this variable, however the fundamentals of the economy did not vary significantly.

In this paper we use a regime switching regression model to test the existence of bubbles in the Brazilian exchange rate. We consider the floating exchange rate period from February 1999 to February 2002 in order to capture speculative bubbles since in previous years the exchange rate bands avoid the possibility of speculation.

There are considered three structural models providing fundamental exchange rates: The first one uses the hypothesis of Purchasing Power Parity (PPP) which claims that the fundamental exchange rate must equalize the purchasing parity in Brazil and abroad. The second model uses a result from international trade, the fundamental exchange rate must equilibrate the external balance of the country. Finally the third model improves the PPP hypothesis allowing that it only holds in the long run and that the exchange rate must satisfy the nominal uncovered interest parity. We conclude that the PPP model and the third model detect that type of speculation in the economy.

1 INTRODUÇÃO

A taxa de câmbio (EXR) brasileira tem experimentado grandes flutuações no último ano. Isto aconteceu, apesar de os fundamentos da economia não terem variado significativamente. Previsões pessimistas, geradas pelas crises da Argentina e energética, acabaram não se realizando, porém exerceram fortes pressões sobre a EXR.

Isto levanta uma questão natural: qual deveria ser o “correto” valor da taxa de câmbio? Será que tais flutuações correspondem a uma verdadeira deterioração dos fundamentos da economia ou são apenas especulativas? Uma resposta simples e pouco analítica (embora essencialmente correta) é dizer que a correta EXR (valor fundamental da EXR) é a que iguala a oferta à demanda no mercado dessa moeda. Porém, faz-se necessária uma análise mais detalhada da dinâmica da EXR para poder entender os motivos pelos quais esta variável econômica se afasta do seu verdadeiro valor (isto é, aparição de uma bolha) e se de fato é este o caso.

Nos modelos clássicos na literatura de existência de bolhas é feita a distinção entre o valor fundamental de uma variável econômica (X_t^*) e qualquer outra solução às equações estruturais (X_t). Tipicamente, a solução fundamental das equações estruturais cumpre propriedades de otimalidade, condições de equilíbrio ou condições de não-arbitragem. A diferença entre qualquer solução e a fundamental é chamada de bolha dessa solução. Blanchard e Fisher (1989) fazem uma descrição de uma série de modelos simples que podem apresentar soluções com bolhas. Estudos mais recentes testam a existência de bolhas na taxas de inflação e de câmbio [ver West (1987), Engsted (1993) e Van Norden (1996)].

O objetivo deste trabalho é testar a existência de bolhas na taxa nominal de câmbio brasileira no período de câmbio livre (fevereiro de 1999 a fevereiro de 2002). Mostramos um teste econométrico baseado num modelo de regressão com mudança de regime descrito por Van Norden (1996), onde ele testou o mesmo fenômeno nas taxas de câmbio de Canadá, Japão e Alemanha. A grande vantagem desse modelo é que ele permite o colapso da bolha sem que necessariamente esta desapareça. Modelos clássicos de bolhas admitem que elas crescem (ou decrescem) sem limite, até que alguma mudança estrutural faça com que as mesmas desapareçam completamente. Estaremos considerando três soluções fundamentais para a taxa de câmbio. A primeira usa a hipótese de Paridade no Poder de Compra (PPP), que afirma que a taxa de câmbio fundamental deve igualar os poderes de compra no país e no estrangeiro. O segundo modelo fundamental é elaborado a partir de um princípio da economia internacional, que afirma que a taxa de câmbio fundamental deve equilibrar o setor externo da economia, portanto qualquer desvio dessa taxa deve estar relacionado com o grau de desbalanço externo que o país tenha. Finalmente, o terceiro modelo procura melhorar a hipótese PPP (pois alguns testes realizados por outros autores rejeitam esta hipótese); aqui, vamos supor que a taxa de câmbio real fundamental se ajusta “lentamente” ao valor correspondente à PPP (isto é, a um) e, além disso, vamos supor também que a taxa fundamental deve cumprir a hipótese de paridade descoberta da taxa de juros.

O artigo está dividido em seis seções, incluindo esta introdução. A Seção 2 apresenta os modelos clássicos de bolhas e o de mudança de regime nas bolhas. A

Seção 3 descreve os modelos fundamentais que proporcionarão as taxas nominais de câmbio fundamental. A Seção 4 descreve especificações do modelo a serem testadas. A Seção 5 contém a descrição dos resultados das estimações e dos testes, assim como interpretações para cada um deles. Finalmente, na Seção 6 apresentamos as conclusões do trabalho.

2 UMA REGRESSÃO COM MUDANÇA DE REGIME PARA TESTAR BOLHAS

Nesta seção apresentaremos o modelo básico que gera bolhas em variáveis macroeconômicas e como o modelo de mudança de regime pode ser incorporado para testar a presença delas. Suponha que as equações estruturais têm a seguinte forma:

$$F(X_t, X_{t+1}, Y_t) = 0 \quad (1)$$

onde X_t é o valor corrente da variável macroeconômica (por exemplo, da taxa nominal de câmbio ou do logaritmo dela), $X_{t+1}^e = E_t[X_{t+1}]$ é o valor esperado dessa variável para o próximo período e Y_t é o vetor de todas as outras variáveis relevantes para o modelo. A equação (1) usualmente contém relações, como condições de equilíbrio, formação de expectativas, ausência de arbitragem ou alguma condição de otimalidade; em geral, essa equação pode ter mais de uma solução. Em muitos modelos, uma dessas soluções tem um significado e uma interpretação “razoável” e, portanto, a tal solução chamaremos de solução fundamental de (1) e será denotada por X_t^* . Qualquer outra solução X_t à mesma equação definirá uma bolha cujo tamanho é dado por:

$$b_t = X_t - X_t^*$$

Suponha que a equação (1) é linear ou que a sua linearização em torno da solução fundamental tem a seguinte forma:

$$X_t = a \cdot E_t[X_{t+1}] + f(Y_t) \quad (2)$$

Como a solução fundamental e a solução com bolha satisfazem a equação (2), então podemos concluir que o tamanho da bolha deve satisfazer:

$$b_t = a \cdot E_t[b_{t+1}] \quad (3)$$

Se $a < 1$, então esperaríamos que a bolha cresça de maneira ilimitada. Modelos com esta característica foram utilizados por Obstfeld e Rogoff (1983) e Engsted (1993). Outros modelos permitem uma evolução mais elaborada da bolha, admitindo a possibilidade de que ela colapse de maneira exógena [ver Blanchard (1979), Blanchard e Watson (1982) e West (1987)], em tal caso a probabilidade de colapso é mais um parâmetro exógeno que deve ser estimado no modelo.

Neste artigo consideraremos que a probabilidade de a bolha sobreviver e que o tamanho esperado da bolha, caso ela colapse, dependam do tamanho corrente da bolha. Especificamente falando, se definirmos os eventos C = bolha colapsa e S =

bolha sobrevive e a probabilidade de a bolha sobreviver para o período $t+1$ como q_{t+1} , então faremos a seguinte hipótese:

Hipótese 1

Existem duas funções $u : R \rightarrow R_+$ e $q : R \rightarrow [0,1]$, tais que:

$$E_t[b_{t+1} | C] = u(b_t) \text{ e } q_{t+1} = q(b_t)$$

Além disso, essas funções satisfazem $u(0) = 0$; $u' \in [0,1]$ e $dq/d|b| < 0$.

Os modelos de bolhas que supõem que estas desaparecem quando colapsam são um caso especial da hipótese 1, $u \equiv 0$. Também poderemos considerar o caso em que a probabilidade de sobrevivência seja uma constante. De fato, a hipótese 1 admite que o colapso da bolha não implica, necessariamente, o seu total desaparecimento, mas apenas uma redução do seu tamanho esperado; além disso, a probabilidade de sobrevivência decresce com o tamanho da bolha.

Utilizando a hipótese 1, a equação (3) e a identidade

$$E_t[b_{t+1}] = q \cdot E_t[b_{t+1} | S] + (1-q) \cdot E_t[b_{t+1} | C], \text{ podemos obter:}$$

$$E_t[b_{t+1} | S] = \frac{b_t}{a \cdot q(b_t)} - \frac{u(b_t) \cdot (1-q(b_t))}{q(b_t)} \quad (4)$$

Uma outra série temporal, que está relacionada com o tamanho da bolha, é a *inovação na taxa de câmbio* R_{t+1} , definida como:

$$R_{t+1} = X_{t+1} - E_t[X_{t+1}]$$

Esta inovação pode ser interpretada como o retorno da taxa de câmbio ou um prêmio de risco. Denotando por R_{t+1}^* a inovação da taxa de câmbio fundamental, podemos usar a equação (2) para relacionar estas duas inovações:

$$R_{t+1} = R_{t+1}^* + b_{t+1} - E_t[b_{t+1}]$$

Assim, a esperança condicional das inovações está relacionada com o tamanho da bolha pelas seguintes equações:

$$E_t[R_{t+1} | C] = E_t[R_{t+1}^* | C] + u(b_t) - \frac{b_t}{a} \quad (5)$$

$$E_t[R_{t+1} | S] = E_t[R_{t+1}^* | S] + \frac{b_t}{a \cdot q(b_t)} - \frac{u(b_t) \cdot (1-q(b_t))}{q(b_t)} - \frac{b_t}{a} \quad (6)$$

Proposição 1

Com a hipótese 1, as equações (5) e (6) implicam:

$$\frac{dE_t[R_{t+1} | C]}{db_t} < 0 \quad \text{e} \quad \frac{dE_t[R_{t+1} | S]}{db_t} > 0$$

A proposição anterior (cuja prova é simples) nos dá informação dos sinais dos coeficientes no desenvolvimento de Taylor de primeira ordem, isto é, se aproximarmos $E_t[R_{t+1} | S] = \beta_{s0} + \beta_{sb} \cdot b_t$ e $E_t[R_{t+1} | C] = \beta_{c0} + \beta_{cb} \cdot b_t$ obteremos que $\beta_{sb} > 0$ e $\beta_{cb} < 0$. Observemos que isso depende de $a < 1$, de maneira que modelos que não cumpram essa condição podem concluir outros sinais.

Com a finalidade de especificar um modelo econométrico para testar a existência de bolhas, devemos escolher uma forma analítica para a função $q(b)$. Esta deve ter a propriedade de ser decrescente no tamanho da bolha $|b|$; portanto, a função $q(b) = \Phi(\beta_{q0} + \beta_{q2} \cdot b^2)$ funcionaria bem para $\Phi(x) = (1 + e^x)^{-1}$. Mas como, na maioria de modelos que usaremos, a definição do tamanho da bolha será dada a menos de uma constante aditiva, será conveniente incluir um termo linear no argumento de Φ . Portanto, a probabilidade de a bolha sobreviver será dada por:

$$q(b_t) = \Phi(\beta_{q0} + \beta_{q1} \cdot b_t + \beta_{q2} \cdot b_t^2) \quad (7)$$

Com todos estes elementos estabelecemos nossa segunda hipótese.

Hipótese 2

Existem constantes $(\beta_{q0}, \beta_{q1}, \beta_{q2}, \beta_{s0}, \beta_{sb}, \beta_{c0}, \beta_{cb}, \sigma_s, \sigma_c)$, tais que as séries temporais (R_{t+1}, b_t) cumprem as seguintes condições:

$$\begin{aligned} (R_{t+1} - \beta_{s0} - \beta_{sb} \cdot b_t \sim N(0, \sigma_s^2); \text{ c. p. } \Phi(\beta_{q0} + \beta_{q1} \cdot b_t + \beta_{q2} \cdot b_t^2)) \\ (R_{t+1} - \beta_{c0} - \beta_{cb} \cdot b_t \sim N(0, \sigma_c^2); \text{ c. p. } (1 - \Phi(\beta_{q0} + \beta_{q1} \cdot b_t + \beta_{q2} \cdot b_t^2))) \end{aligned} \quad (8)$$

Para estimar os parâmetros *neste modelo de regressão com mudança de regime* (8) será utilizado o método de máxima verossimilhança. Goldfeld e Quant (1973) e Kiefer (1978) provaram que estimadores de máxima verossimilhança, para este tipo de modelo, são consistentes e eficientes. Se denotamos por ϕ a função de densidade normal, então a função log-verossimilhança para este modelo com $t = 1, \dots, T$ observações é dada por:

$$\begin{aligned} \sum_{t=1}^T \text{Ln} \{ \Phi(\beta_{q0} + \beta_{q1} \cdot b_t + \beta_{q2} \cdot b_t^2) \cdot \phi((R_{t+1} - \beta_{s0} - \beta_{sb} \cdot b_t) / \sigma_s) \cdot \sigma_s^{-1} + \\ (1 - \Phi(\beta_{q0} + \beta_{q1} \cdot b_t + \beta_{q2} \cdot b_t^2)) \cdot \phi((R_{t+1} - \beta_{c0} - \beta_{cb} \cdot b_t) / \sigma_c) \cdot \sigma_c^{-1} \} \end{aligned} \quad (9)$$

3 MODELOS PARA VALORES FUNDAMENTAIS DA EXR

Agora, passaremos a definir os modelos clássicos que gerarão as taxas fundamentais de câmbio da economia. Com elas poderemos definir a série de tamanhos de bolhas que

será utilizada na estimação. Antes, definiremos os valores das inovações. Utilizando a hipótese de expectativas racionais na formação de expectativas do valor da taxa de câmbio futura, teremos que a taxa de câmbio *forward* f_t será uma boa *proxy* para o valor esperado da taxa de câmbio do próximo período, isto é, $E_t[EXR_{t+1}] = f_t$. Dessa maneira, a série temporal para as inovações é dada por:

$$R_{t+1} = X_{t+1} - F_t \quad (10)$$

onde X_t é o logaritmo da taxa de câmbio *spot* no período t e F_t é o logaritmo da taxa de câmbio *forward* a um mês, obtida da BM&F. Para definir a série temporal do tamanho da bolha, devemos especificar o valor fundamental da EXR. Vamos considerar os modelos a seguir.

3.1 MODELO 1

Será usada a hipótese de PPP para a taxa de câmbio. Com esta hipótese o valor da taxa de câmbio fundamental deve equilibrar o poder de compra no país e no estrangeiro, portanto, se os níveis de preços no país e no exterior são PD_t e PF_t respectivamente então a taxa fundamental deve ser PD_t / PF_t . O logaritmo da taxa fundamental resulta:

$$\text{Ln}(EXR_t^*) = \text{Ln}(PD_t / PF_t) = \text{Ln}(IPD_t / IPF_t) + \text{Ln}(PD_0 / PF_0);$$

onde IPD e IPF são os índices de preços no país e no estrangeiro, respectivamente.

Portanto, será considerada como o tamanho da bolha a seguinte expressão:

$$b_t = \text{Ln}(EXR_t) - \text{Ln}(IPD_t / IPF_t) \quad (11)$$

Usaremos como índice de preços doméstico o Índice de Preços no Atacado (IPA) e para o estrangeiro o Wholesale Price Index (WPI) dos Estados Unidos reportados pelo Banco Central do Brasil. É importante destacar que o uso da Taxa de Câmbio Efetiva Real do Brasil não reportou diferenças qualitativas na análise.

3.2 MODELO 2

Neste modelo vamos supor que a taxa de câmbio fundamental mantém o equilíbrio relativo no setor externo da economia. Dessa maneira, qualquer desequilíbrio no balanço de conta corrente em relação aos Estados Unidos estará relacionado com o tamanho da bolha. Portanto, temos a seguinte expressão:

$$b_t = \frac{CAB_t^D / GPD_t^D}{CAB_t^F / GPD_t^F} - 1 \quad (12)$$

onde $CAB^{D(F)}$ é o balanço de conta corrente no Brasil (Estados Unidos) e, com o objetivo de ter um tamanho de bolha livre de escala, todos os valores são calculados com relação ao Produto Interno Bruto (GDP) de cada país. Os dados foram tomados do Banco Central do Brasil.

3.3 MODELO 3

Para construir a taxa fundamental de câmbio neste modelo faremos duas suposições. A primeira é que tal taxa deve cumprir a Paridade a Descoberto da Taxa de Juros nominal (PDJ).

$$\frac{EXR_{t+1}^*}{EXR_t^*} = \frac{1 + i_t^D}{1 + i_t^F} \quad (13)$$

onde i^D é a taxa de juros nominal do Brasil (Selic, tomada do Ipeadata) e i^F é a taxa de juros nominal no estrangeiro (juros do *C-Bond, stripped spread*, tomados da Bloomberg). Como a hipótese de PPP tem sido criticada por alguns autores que afirmam que esta se cumpre apenas no longo prazo, usaremos um relaxamento desta hipótese afirmando que a taxa de câmbio real $REXR = EXR.(PF / PD)$ se ajusta lentamente ao valor correspondente da PPP (isto é, a 1). Considerando a moeda americana como um meio de preservar riqueza (tal como é a moeda local), teremos que o seu ajuste real no tempo deve ser feito da mesma maneira que para o valor real da moeda local, isto é, à elasticidade de demanda por moeda real a , portanto teremos:

$$REXR_{t+1}^* = (REXR_t^*)^a \quad (14)$$

Usaremos $a = 0,65$, que é compatível com as estimações feitas por Cardoso (1983) e Gerlach e Nadal de Simone (1985). Resolvendo as equações (13) e (14), obteremos uma taxa fundamental que implicará uma bolha de tamanho (a menos de uma constante):

$$b_t = \text{Ln}(EXR_t) - \frac{1}{a} \text{Ln} \left[\left(\frac{IPF_t}{IPD_t} \right) \left(\frac{IPD_{t+1}}{IPF_{t+1}} \right) \left(\frac{1 + i_t^F}{1 + i_t^D} \right) \right] \quad (15)$$

4 ESPECIFICAÇÕES DO MODELO A SEREM TESTADAS

A principal vantagem do modelo geral (8) é que permite testar vários tipos de especificações utilizando o teste da Razão de Verossimilhança (Likelihood Ratio ou LR test).

4.1 MUDANÇA DE REGIME COM O MESMO COEFICIENTE ($\beta_{SB} = \beta_{Cb}$)

Nesta especificação será suposto que o impacto do tamanho da bolha na inovação é o mesmo em cada regime:

$$H_0 : \beta_{Sb} = \beta_{Cb}$$

4.2 MODELO DE REGRESSÃO LINEAR (*LINEAR REGRESSION MODEL*)

Neste modelo não há mudança na regressão de cada regime, apenas sabe-se que tais existem e afetam a evolução do modelo. Além disso, a probabilidade de sobrevivência é constante (independe do tamanho da bolha).

$$H_0 : \beta_{s0} = \beta_{c0}; \beta_{sb} = \beta_{cb}; \beta_{q1} = \beta_{q2} = 0$$

4.3 MODELO DE MISTURA DE NORMAIS (*NORMAL MIXTURE MODEL*)

Será suposto que nem a inovação nem a probabilidade de sobrevivência da bolha dependem do tamanho dela,

$$H_0 : \beta_{sb} = \beta_{cb} = \beta_{q1} = \beta_{q2} = 0$$

4.4 MODELO DE MISTURA DE NORMAIS RESTRITO (*RESTRICTED NORMAL MIXTURE MODEL*)

Além do suposto no modelo anterior considera-se que a média da inovação em cada regime é a mesma,

$$H_0 : \beta_{sb} = \beta_{cb} = \beta_{q1} = \beta_{q2} = 0; \beta_{s0} = \beta_{c0}$$

Finalmente, faremos testes para três tipos de erros de especificação na perturbação de cada regime: correlação serial, heterocedasticidade e dependência markoviana dos estados. Serão utilizados os testes estatísticos descritos em Hamilton (1996).

5 RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES E TESTES

A Tabela 1 mostra os estimadores de máxima verossimilhança para cada modelo e cada especificação. Como podemos observar pelos valores das verossimilhanças atingidos, os modelos 1 e 3 têm melhores ajustes com os dados. De fato, esta é uma das razões pelas quais descartaremos o modelo 2. É importante notar que os valores das variâncias resultam significativamente pequenos, o que é uma evidência de que os dados se ajustam bem em cada regime. Por outro lado, é importante ressaltar que as verossimilhanças observadas em cada grupo (modelo) não são suficientes para descartar algumas das especificações. Para fazer isto utilizaremos o teste LR.

TABELA 1
Estimadores Máxima Verossimilhança

Restrições	Verossimilhança	Parâmetros transição			Parâmetros do regime s			Parâmetros do regime c			
		BQ0	BQ1	BQ2	BS0	BS1	SIGS	BC0	BC1	SIGC	
Modelo 1	Modelo irrestrito	81,93	159,84	200,28	63,67	4,7294	2,9168	0,0001	(0,0364)	(0,0232)	0,0326
	Modelo BSb=BCb	71,76	155,29	203,39	67,80	0,3012	0,0099	0,0000	0,0120	0,0099	0,0378
	Modelo regressão linear simples	64,22	1,57	-	-	0,1245	0,0756	0,1367	0,1245	0,0756	0,0231
	Modelo mistura de normais	62,80	1,61	-	-	0,0000	-	0,1369	0,0054	-	0,0250
	Modelo mistura de normais restrito	62,79	1,61	-	-	0,0053	-	0,1372	0,0053	-	0,0251
Modelo 2	Modelo irrestrito	65,92	1,93	0,07	(0,06)	0,1368	(0,0350)	0,1087	(0,0167)	0,0073	0,0206
	Modelo BSb=BCb	64,84	(1,61)	(0,38)	0,11	(0,0131)	0,0062	0,0212	(0,0298)	0,0062	0,1293
	Modelo regressão linear simples	63,98	1,35	-	-	(0,0142)	0,0063	0,1306	(0,0142)	0,0063	0,0211
	Modelo mistura de normais	62,80	1,61	-	-	0,0000	-	0,1369	0,0054	-	0,0250
	Modelo mistura de normais restrito	62,79	1,61	-	-	0,0053	-	0,1372	0,0053	-	0,0251
Modelo 3	Modelo irrestrito	82,30	157,74	201,99	5,62	5,7245	3,6002	0,0001	(0,0543)	(0,0349)	0,0325
	Modelo BSb=BCb	77,76	557,64	717,80	231,50	5,7258	3,6012	0,0003	(0,0524)	(0,0334)	0,0328
	Modelo regressão linear simples	63,71	1,57	-	-	0,1069	0,0649	0,1365	0,1069	0,0649	0,0236
	Modelo mistura de normais	62,80	1,61	-	-	0,0000	-	0,1369	0,0054	-	0,0250
	Modelo mistura de normais restrito	62,79	1,61	-	-	0,0053	-	0,1372	0,0053	-	0,0251

A Tabela 2 mostra os resultados do teste LR. A partir dela podemos observar que o modelo 2 não possui suficiente informação para rejeitar nenhuma das especificações feitas, mais uma razão para descartar este modelo como um que ajuste bem os dados a

alguma especificação. Por outro lado, a tabela mostra que os modelos 1 e 3 possuem suficiente informação para rejeitar todas as especificações em favor do modelo irrestrito (os números em negrito indicam os casos em que a hipótese da especificação é rejeitada).

TABELA 2
Testes Razão de Verossimilhança

	Hipótese nula	Posto da restrição (n)	Verossim. irrestrita	Verossim. restrita	Estatística LR Chi2(n)	p-value
Modelo 1	Modelo BSb=BCb	1,00	81,93	71,76	20,34	0,00065%
	Modelo regressão linear simples	4,00	81,93	64,22	35,42	0,00004%
	Modelo mistura de normais	4,00	81,93	62,80	38,27	0,00001%
	Modelo mistura de normais restrito	5,00	81,93	62,79	38,28	0,00003%
Modelo 2	Modelo BSb=BCb	1,00	65,92	64,84	2,15	#####
	Modelo regressão linear simples	4,00	65,92	63,98	3,87	#####
	Modelo mistura de normais	4,00	65,92	62,80	6,24	#####
	Modelo mistura de normais restrito	5,00	65,92	62,79	6,25	#####
Modelo 3	Modelo BSb=BCb	1,00	82,30	77,76	9,08	0,25876%
	Modelo regressão linear simples	4,00	82,30	63,71	37,17	0,00002%
	Modelo mistura de normais	4,00	82,30	62,80	39,00	0,00001%
	Modelo mistura de normais restrito	5,00	82,30	62,79	39,01	0,00002%

A Tabela 3 reporta a inferência feita sobre erros de especificação nas perturbações. No modelo 1 apenas a heterocedasticidade nos erros no regime C e a dependência markoviana não podem ser rejeitadas. Já no modelo 3 também podem aparecer, além desses erros, heterocedasticidade e autocorrelações no estado S. Observemos também que, para ambos os modelos, a hipótese conjunta de todos esses erros é rejeitada. Isto não acontece com o modelo 1 se quisermos confiabilidade de 99%, por exemplo.

TABELA 3
Testes de Especificação

	Especificação	Graus de liberdade (n)	Valor da estatística chi2(n)	p-value
Modelo 1	AR(1) S	1	2,44E+06	0,00%
	AR(1) C	1	8,81	0,30%
	ARCH(1) S	1	1,33E+04	0,00%
	ARCH(1) C	1	0,84	36,06%
	Efeito Markoviano	1	0,95	33,07%
	Teste conjunto	5	4,31E+09	0,00%
Modelo 2	AR(1) S	1	3,10	7,81%
	AR(1) C	1	0,43	51,19%
	ARCH(1) S	1	0,53	46,66%
	ARCH(1) C	1	3,48	6,21%
	Efeito Markoviano	1	3,59	5,80%
	Teste conjunto	5	12,29	3,10%
Modelo 3	AR(1) S	1	6,23E-01	42,99%
	AR(1) C	1	8,99	0,27%
	ARCH(1) S	1	4,13E-01	52,02%
	ARCH(1) C	1	0,81	36,90%
	Efeito Markoviano	1	0,96	32,67%
	Teste conjunto	5	3,10E+01	0,00%

Finalmente, a Tabela 4 descreve a inferência feita na significância dos parâmetros do modelo. O modelo 2, mais uma vez, não rejeita a hipótese de nulidade de nenhum dos parâmetros; em câmbio, o modelo 1 consegue rejeitar a hipótese de nulidade de todos, exceto um dos parâmetros do modelo. O modelo 3 só garante a significância do coeficiente da regressão em caso de sobrevivência.

TABELA 4
Significância dos Parâmetros

	Hipótese nula	BQ1 = 0	BQ2 = 0	BS1 = 0	BC1 = 0
Modelo 1	Estimativa	200,28	63,67	2,92	(0,02)
	Desvio estandar	70,29	23,31	0,00	0,07
	p-value	0,44%	0,63%	0,00%	72,87%
Modelo 2	Estimativa	0,07	(0,06)	(0,04)	0,01
	Desvio estandar	1,50	0,20	0,03	0,01
	p-value	96,08%	77,01%	29,43%	15,29%
Modelo 3	Estimativa	201,99	65,62	3,60	(0,03)
	Desvio estandar	307,18	100,14	0,00	0,07
	p-value	51,08%	51,23%	0,00%	60,54%

Passemos agora à descrição dos gráficos. Pelo exposto nas tabelas anteriores só ilustraremos os resultados dos modelos 1 e 3. Os Gráficos 1 e 2 mostram o comportamento das taxas *spot* observadas e as fundamentais. É interessante observar que os dois modelos prevêm (aproximadamente) a mesma taxa fundamental. No período de bandas de câmbio o real permaneceu sobrevalorizado o tempo todo. Já na desvalorização, o dólar atinge o seu valor real e fica, até mesmo, um pouco sobrevalorizado, mas por pouco tempo. Logo, observamos que nos dois modelos o real permanece ligeiramente sobrevalorizado e somente volta a se desvalorizar na chegada da crise da Argentina, atingindo a máxima desvalorização em outubro de 2001, a partir da qual começa a retornar ao seu patamar fundamental. Vale a pena ressaltar a forma como foi calculada essa taxa fundamental: foi exclusivo resultado do modelo. Especificamente falando, se tivermos calculado estimadores para os parâmetros β_{q0}, β_{q1} e β_{q2} , poderemos escrever $\hat{\beta}_{q0} + \hat{\beta}_{q1} \cdot b_t + \hat{\beta}_{q2} \cdot b_t^2$ como $k_0 + \hat{\beta}_{q2} (b_t + k_1)^2$ e, portanto, o verdadeiro valor da bolha compatível com a hipótese 1 é $b_t' = b_t + k_1$. Assim, teremos como valor fundamental da EXR em cada modelo o calculado pela seguinte fórmula:

$$EXR_t^* = EXR_t \cdot e^{-b_t'}$$

GRÁFICO 1

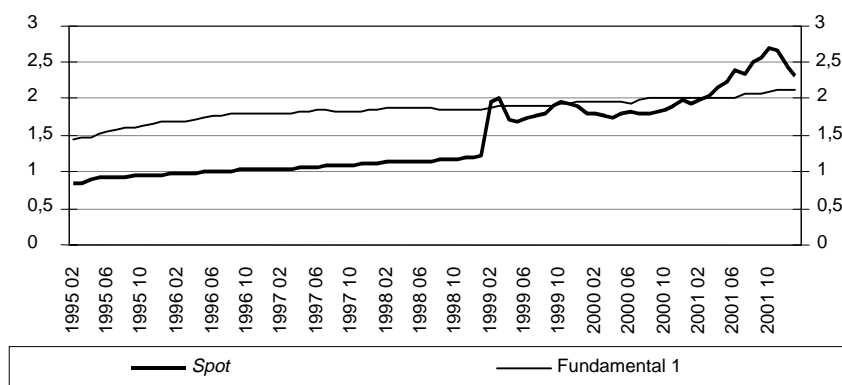
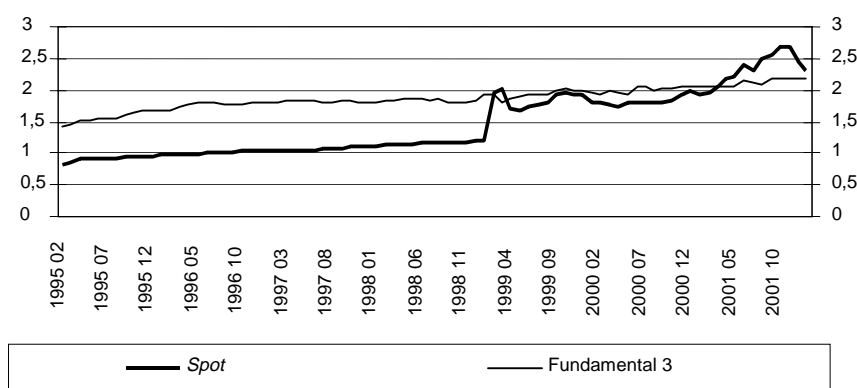
Modelo 1: *Spot* X Fundamental

GRÁFICO 2

Modelo 3: *Spot* X Fundamental

Van Norden (1996) calcula o tamanho da bolha a menos de uma constante aditiva (tal como nós), porém não usa a hipótese 1 para determinar essa constante e simplesmente supõe que em algum dos instantes do período analisado, a taxa fundamental iguala a taxa observada, mas isto é feito arbitrariamente.

Os Gráficos 3 e 4 mostram a evolução do valor esperado do excesso de retorno da taxa de câmbio (inovação), que pode ser visto, também, como um prêmio de risco na taxa de câmbio. Este excesso de retorno esperado foi calculado utilizando a seguinte fórmula:

$$E [R_{t+1} | b_t] = q(b_t) \cdot (\beta_{s0} + \beta_{sb} \cdot b_t) + (1 - q(b_t)) \cdot (\beta_{c0} + \beta_{cb} \cdot b_t)$$

Note-se que em ambos os modelos a correlação entre a inovação esperada e a evolução da bolha é positiva, um fato bastante significativo.

GRÁFICO 3

Modelo 1: Inovação Esperada X Bolha

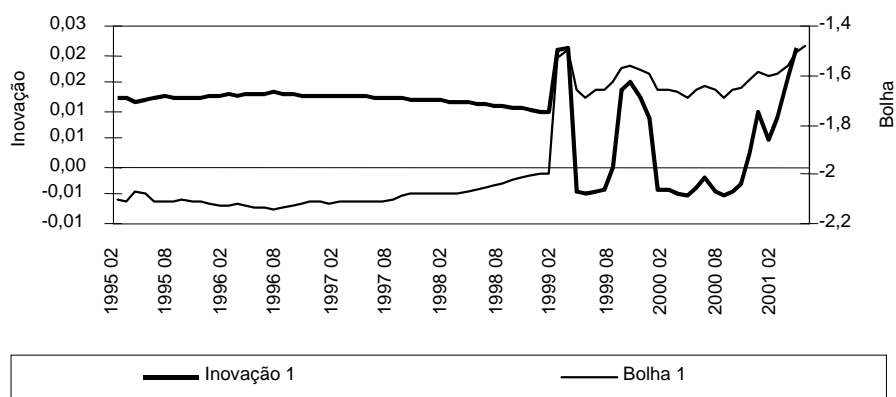
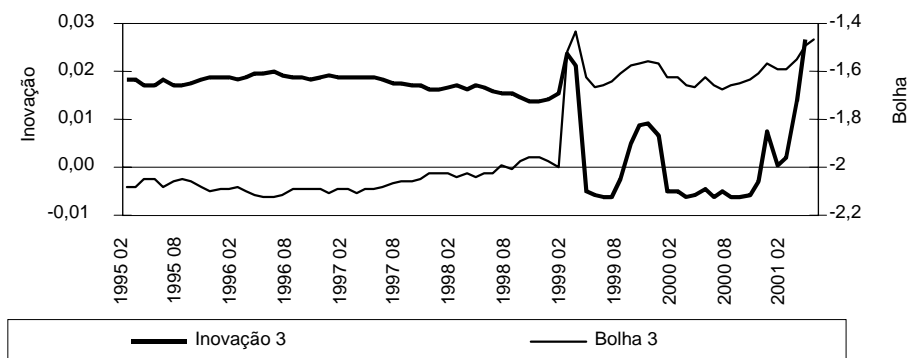


GRÁFICO 4

Modelo 3: Inovação Esperada X Bolha



Os Gráficos 5 e 6 mostram a probabilidade de sobrevivência da bolha e as taxas de câmbio fundamental e observada. Estes gráficos apenas mostram que, cada vez que a bolha aumenta o seu tamanho, a probabilidade de ela sobreviver diminui. Também mostram as probabilidades de sobrevivência apenas no período de câmbio flutuante, que é onde as estimações foram feitas.

GRÁFICO 5

Modelo 1: Taxas *Spot* e Fundamental X Probabilidade de Sobrevivência

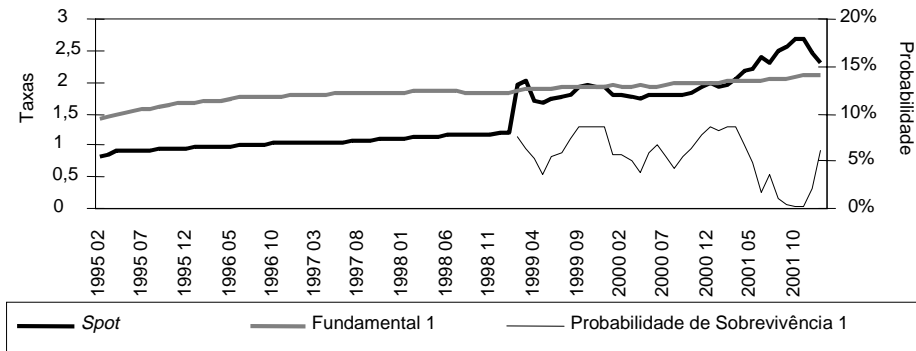
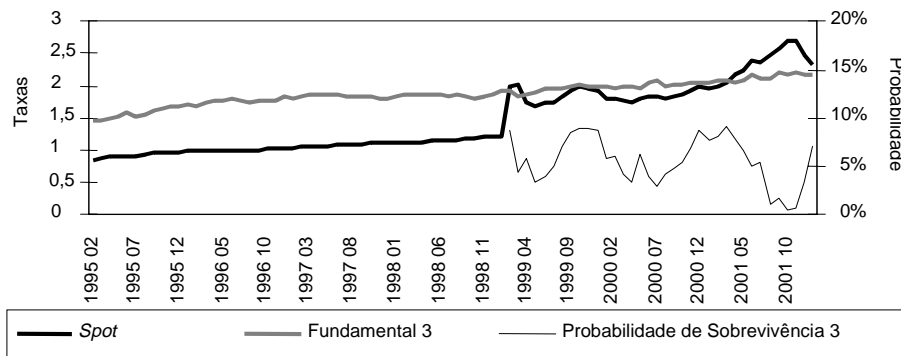


GRÁFICO 6

Modelo 3: Taxas *Spot* e Fundamental X Probabilidade de Sobrevivência



Finalmente, podemos nos perguntar sobre o grau de concentração em torno da média que os retornos (não-condicionados ao tamanho da bolha) podem ter, assim como a simetria da distribuição dessa variável. Para fazer isso, podemos medir a probabilidade (não-condicional) de o retorno ser, por exemplo, maior do que a média mais duas vezes o desvio-padrão (estimado) e menor do que a média menos duas vezes o desvio-padrão. Se essas probabilidades forem pequenas significa que a distribuição está altamente concentrada em torno da média e, se as duas probabilidades são (aproximadamente) iguais, haverá simetria dessa distribuição. Para calcular essas probabilidades utilizamos a seguinte fórmula:

$$\Pr[R_{t+1} < 2 \cdot \hat{\sigma} | b_t] = q(b_t) \cdot N\left(\frac{2\hat{\sigma} - \beta_{s0} - \beta_{sb} \cdot b_t}{\sigma_s}\right) + (1 - q(b_t)) \cdot N\left(\frac{2\hat{\sigma} - \beta_{c0} - \beta_{cb} \cdot b_t}{\sigma_c}\right)$$

$$\Pr[R_{t+1} > 2 \cdot \hat{\sigma} | b_t] = q(b_t) \cdot N\left(\frac{-2\hat{\sigma} - \beta_{s0} - \beta_{sb} \cdot b_t}{\sigma_s}\right) + (1 - q(b_t)) \cdot N\left(\frac{-2\hat{\sigma} - \beta_{c0} - \beta_{cb} \cdot b_t}{\sigma_c}\right)$$

onde $\hat{\sigma}$ é o valor do estimador variância amostral da inovação e $N(\cdot)$ é a função distribuição acumulada da normal. Os Gráficos 7 e 8 mostram que há uma razoável concentração da distribuição dos retornos em torno da média, mas que fica mais concentrada à esquerda dessa média (pois a probabilidade de o retorno ser superior ao retorno médio mais dois desvios é maior do que a de o retorno ser menor do que a média menos dois desvios).

GRÁFICO 7

Modelo 1: Probabilidades de Afastamento em Dois Desvios-Padrão



GRÁFICO 8

Modelo 3: Probabilidade de Afastamento em Dois Desvios-Padrão



6 CONCLUSÕES

Na literatura relacionada com testes de existência de bolhas, uma dificuldade está sempre presente: as flutuações observadas da variável econômica podem se dever a mudanças (não consideradas) na estrutura das equações que regem a sua dinâmica; dessa maneira, o teste pode apontar existência de bolhas quando de fato não há. Por outro lado, uma extrema especificação do modelo que gera a solução fundamental pode absorver as flutuações da variável econômica e, portanto, o teste apontar que não existem bolhas, quando de fato há.

Porém, se o modelo que gera as soluções fundamentais é bastante amplo e percebemos que os fundamentos da economia não variaram significativamente, podemos ter maior confiabilidade nos testes executados e seus resultados.

Neste trabalho modelamos a existência de bolhas na taxa de câmbio nominal do Brasil para o período de fevereiro de 1999 a fevereiro de 2002, correspondente ao período de câmbio flutuante. Fazemos uso de três modelos clássicos para determinar o valor da taxa de câmbio fundamental: PPP, equilíbrio na balança externa e PDJ acompanhada de um ajuste lento na taxa de câmbio real. Para a diferença de trabalhos clássicos fazemos a suposição de que tanto a expectativa do tamanho da bolha condicionada a colapso quanto a probabilidade de sobrevivência dependem do tamanho corrente da bolha. Os eventos condicionantes ao tamanho futuro da bolha (colapso e sobrevivência) são não-observáveis e, portanto, usamos um modelo de regressão como mudança de regime para poder incorporar o condicionamento desses eventos.

Os modelos que melhor ajustaram os dados construídos foram o de PPP e o de PDJ com ajuste lento da taxa real de câmbio. Em qualquer caso, o modelo irrestrito é preferível às especificações com algum tipo de restrições nos parâmetros, fazendo com que esse modelo explique melhor as bolhas na taxa de câmbio do que os modelos convencionais. Os resultados obtidos para a evolução da bolha são compatíveis com as percepções tidas em relação aos períodos de sub e sobrevalorização da moeda estrangeira.

BIBLIOGRAFIA

- BLANCHARD, O. Speculative bubbles, crashes and rational expectations. *Economic Letters*, n. 3, p. 387-389, 1979.
- BLANCHARD, O., FISHER, S. *Lectures on macroeconomics*. MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England, 1989.
- BLANCHARD, O., WATSON, R. *Bubbles, rational expectations and financial structure*. In: WACHTEL, P. (ed.). Lexington Books. Lexington, MA, 1982.
- CARDOSO, E. A. A money demand equation for Brazil. *Journal of Development Economics*, n. 12, p. 183-193, 1983.
- ENGSTED, T. Testing for rational inflationary bubbles: the case of Argentina, Brazil and Israel. *Applied Economics*, n. 25, p. 667-674, 1993.
- GERLACH, S., NADAL DE SIMONE, F. A money demand equation for Brazil. Comments and additional evidence. *Journal of Development Economics*, n. 18, p. 493-501, 1985.
- GOLDFELD, S. M., QUANT, R. E. A Markov model for switching regressions. *Journal of Econometrics*, n. 1, p. 3-16, 1973.
- HAMILTON, J. Specification testing in Markov-switching time-series models. *Journal of Econometrics*, n. 70, p. 127-157, 1996.
- KIEFER, N. M. Discrete parameter variation: efficient estimation of a switching regression model. *Econometrica*, n. 46, p. 427-434, 1978.
- MCLACHLAN, G. J., KRISHNAN, T. *The EM algorithm and extensions*. Wiley, New York, 1997.

- OBSTFELD, M., ROGOFF, K. Speculative hyperinflations in maximizing models: can we rule them out? *Journal of Political Economy*, n. 91-4, p. 675-687, 1983.
- VAN NORDEN, S. Regime switching as a test for exchange rate bubbles. *Journal of Applied Econometrics*, n. 11, p. 219-251, 1996.
- WEST, K. A specification test for speculative bubbles. *Quarterly Journal of Economics*, v. CII-3, p. 553-580, 1987.

EDITORIAL

Coordenação
Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Supervisão
Helena Rodarte Costa Valente

Revisão
Alessandra Senna Volkert (estagiária)
André Pinheiro
Elisabete de Carvalho Soares
Lucia Duarte Moreira
Luiz Carlos Palhares
Miriam Nunes da Fonseca

Editoração
Carlos Henrique Santos Vianna
Rafael Luzente de Lima
Roberto das Chagas Campos
Ruy Azeredo de Menezes (estagiário)

Divulgação
Libanete de Souza Rodrigues
Raul José Cordeiro Lemos

Reprodução Gráfica
Edson Soares

Brasília
SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
10º andar – 70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 315-5336
Fax: (61) 315-5314
Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Home page: <http://www.ipea.gov.br>

Rio de Janeiro
Av. Presidente Antônio Carlos, 51, 14º andar
20020-010 – Rio de Janeiro – RJ
Fone: (21) 3804-8118
Fax: (21) 2220-5533
Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares