

MODELO MACROECONÔMICO COM SETOR EXTERNO: ENDOGENEIZAÇÃO DO PRÊMIO DE RISCO E DO CÂMBIO*

Marcelo Kfoury Muinhos

Do Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil

Sergio Afonso Lago Alves

Do Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil

Gil Riella

Do Banco Central do Brasil e da UnB

Este trabalho apresenta um modelo macroeconômico de pequena escala para a economia brasileira acrescido do bloco externo. Encontram-se evidências de que um processo de passeio aleatório (*random walk*) não é a melhor hipótese para explicar o comportamento da taxa de câmbio no Brasil, sendo este melhor capturado por um modelo derivado da hipótese de não-arbitragem da condição de paridade descoberta de juros — *Uncovered Interest Rate Parity* (UIP). Este modelo é então estimado, em termos mensais, com observações ocorridas a partir da mudança do regime cambial em janeiro de 1999. Como prêmio de risco soberano, utilizou-se o *spread* do *C-Bond* estimado como função de indicadores fiscais, de variáveis externas e de choques externos e domésticos. O novo modelo macroeconômico, incluindo as equações estimadas para o câmbio, o risco, a balança comercial e outras equações de variáveis estratégicas do setor externo, é submetido a três choques: no prêmio de risco, na taxa nominal de juros e nos preços administrados.

1 INTRODUÇÃO

Os modelos macroeconômicos de pequena escala são fundamentais no apoio às decisões de política monetária, pois possuem grande capacidade de previsão para as variáveis-chave da economia no curto prazo. Por outro lado, modelos mais abrangentes, que incorporam todos os grandes blocos da economia e que são consistentes em termos de fluxos e estoques, são melhores para a análise de longo prazo de políticas econômicas alternativas. São também mais eficientes para analisar os impactos de choques adversos e as respostas de política das autoridades sem sofrerem da conhecida crítica de Lucas. Podem, além disso, apresentar condições de equilíbrio de longo prazo mais compatíveis com as decisões ótimas dos agentes econômicos.

Há também os modelos de larga escala que não apresentam fundamentos microeconômicos, seguindo uma tradição keynesiana, mas ainda assim são úteis para discutir as restrições de longo prazo em termos de produção agregada e de equilíbrio externo e fiscal.

*A visão apresentada no texto representa o ponto de vista dos autores e não reflete a do Banco Central do Brasil ou de seus membros. Gostaríamos de agradecer a Marco Antônio Bonomo, Fábria Aparecida de Carvalho e a dois pareceristas anônimos — um desta revista e outro do Banco Central do Brasil.

Dentre os principais modelos estruturais de grande escala com microfundamentos, podemos citar o Multimod, do FMI, o QPM, do Banco do Canadá, o FRB/US, do Federal Reserve americano, e o *Macroeconomic Model* (MM), do Banco da Inglaterra.

Os modelos do FMI e do Banco do Canadá têm estrutura bastante similar à de um modelo de *steady state*, que garante as condições de equilíbrio compatíveis com equações de comportamento ótimo dos agentes. Além disso, o modelo do FMI garante a convergência da taxa de crescimento de longo prazo com o nível de serviço da sua dívida externa, compatível com a posição da balança comercial. Já a parte dinâmica apresenta uma relação não-linear entre desemprego e inflação, que reflete as restrições de curto prazo nos contratos de salário. O modelo do FMI apresenta frequência anual ao passo que, no modelo do Banco do Canadá, a frequência é trimestral.

O modelo do FED também apresenta essa estrutura dual e dá bastante importância à formação das expectativas dos agentes. No lado financeiro, o equilíbrio é atingido, evitando-se situações de arbitragem, e, no mercado de bens, as expectativas são “modelo-consistentes”. Na parte dinâmica, o ajuste baseia-se em modelos de correção de erros, e as fricções vêm de testes estatísticos, ao invés de *priors*.

Dentre os modelos de tradição keynesiana, podemos citar o de programação financeira do FMI, que segue a famosa vertente monetarista do balanço de pagamentos, que deu origem aos programas do fundo que ainda são aplicados e que usam como meta de desempenho o crédito interno líquido, como forma de evitar o crescimento da oferta monetária muito acima do piso de reservas internacionais. Já o Banco Mundial apresenta uma linha de modelos de crescimento de dois hiatos, o de poupança doméstica e o de poupança externa, denominado RMSM-X.

No Brasil, podemos citar a experiência do IPEA na confecção de um modelo macroeconômico, também de cunho keynesiano, elaborado pelo Grupo Gamma da Diretoria de Macroeconomia, com base nas contas nacionais, no balanço de pagamentos e nos orçamentos fiscais.¹

Este trabalho representa uma evolução em relação ao modelo de Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), sendo acrescido ao modelo estrutural de pequena escala para a economia brasileira um bloco externo bem detalhado. Como será explicado posteriormente, são mantidas as equações de Phillips, IS e a regra de juros estilo Taylor. O tratamento dado à condição de paridade descoberta da taxa de juros — *Uncovered Interest Rate Parity* (UIP) — é inédito.

1. Uma resenha sobre os modelos do FMI e do Banco Mundial pode ser encontrada em Agenor e Montiel (1996), já uma descrição do modelo do IPEA pode ser encontrada em Reis *et alii* (1999).

Em vez de usar essa condição de não-arbitragem de maneira rígida, como a grande maioria dos trabalhos acadêmicos o faz, optou-se por estimar econometricamente essa relação. A taxa de câmbio nominal é prevista por meio de uma equação derivada da condição de paridade descoberta de juros, estimada, em termos mensais, com observações ocorridas a partir da mudança do regime cambial, em janeiro de 1999.

Como prêmio de risco soberano, utilizou-se o *spread* do *C-Bond* em relação ao título do Tesouro americano (*US Treasury*). Também é feita uma estimação econométrica mensal para essa variável, como variável dependente, como função de indicadores fiscais, de solvência e liquidez. Dentre estas, uma variável estatisticamente relevante é o saldo de transações correntes, também endogeneizado na série de equações do bloco externo.

O novo modelo macroeconômico² é submetido a três choques: no prêmio de risco, na taxa nominal de juros e nos preços administrados. As simulações são mostradas em termos de resposta ao impulso, com resultados consistentes.

O artigo está organizado em seis seções, incluindo esta introdução. A Seção 2 apresenta a estimação da UIP e do prêmio de risco. A Seção 3 mostra as equações estimadas do bloco externo. A Seção 4 discute as especificações de equações que completam o modelo, apresentadas anteriormente em Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), associadas a uma modelagem da dívida pública. Na Seção 5, são feitas as simulações e a Seção 6 apresenta as conclusões do artigo.

2 ESTIMAÇÃO DE EQUAÇÃO TIPO UIP E ENDOGENEIZAÇÃO DO PRÊMIO DE RISCO

O modelo estrutural de pequena escala, utilizado pelo Banco Central do Brasil como uma das ferramentas de apoio ao processo de decisão da política monetária, pode ser resumido em quatro equações básicas, conforme descrito em Bogdanski, Tombini e Werlang (2000): uma equação do tipo IS, expressando o hiato do produto; uma curva de Phillips, expressando a taxa de inflação; uma UIP, modelando a desvalorização esperada da taxa de câmbio nominal; e uma regra de taxas de juros, como a regra de Taylor comum, que é utilizada nas simulações. Dentre essas equações, a UIP pode ser representada conforme a equação (1).

$$E_t(e_{t+1}) - e_t = i_t - i_t^f - x_t \quad (1)$$

2. O modelo inclui as equações estimadas para o câmbio, o risco, a balança comercial e outras equações de variáveis estratégicas do setor externo.

onde:

$E_t(e_{t+1})$ é o logaritmo natural do valor esperado, no instante t , da taxa de câmbio nominal para o instante $t + 1$: $\ln[E_t(\text{câmbio}_{t+1})]$;

e_t é o logaritmo natural do câmbio nominal no instante t : $\ln(\text{câmbio}_t)$;

i_t é o logaritmo natural da taxa de juro nominal da economia doméstica (latente) no período t , compreendido entre os instantes t e $t + 1$: $\ln[(1 + \text{juro.nom}\%)_t]$;

i_t^f é o logaritmo natural da taxa de juro nominal da economia estrangeira (latente) no período t , compreendido entre os instantes t e $t + 1$: $\ln[(1 + \text{juro.nom}^f\%)_t]$; e

x_t é o logaritmo natural do prêmio de risco soberano no período t , compreendido entre os instantes t e $t + 1$: $\ln(\text{prêmio}_t)$.

A equação (1) deriva de uma relação de não-arbitragem entre títulos no exterior e no país. A depreciação esperada é explicada pelo diferencial das taxas de juros externas e internas, levando em conta o prêmio de risco embutido no título doméstico.

Apesar de ser originada por meio de uma condição de não-arbitragem, resultados empíricos revelam que a relação da UIP em geral não é observada. Em exercícios econométricos realizados para séries de câmbio de países industrializados, em que se supõe que o *prêmio de risco* é nulo, é comum a estimação de parâmetros multiplicando o diferencial de juros ($i_t - i_t^f$) com sinais próximo de zero, ou até negativos, rejeitando-se, em alguns casos, a hipótese nula de que são iguais a 1. Outros trabalhos concluem que a variação da taxa de câmbio nominal segue um processo de ruído branco, conhecido por passeio aleatório (*random walk*). Alguns exemplos são Froot e Thaler (1990), King (1998) e Wadhvani (1999).

Por outro lado, há trabalhos mostrando que a constatação da UIP depende do tamanho do horizonte considerado na constatação empírica, do fato de o país ser ou não industrializado ou emergente, ou ser fixo ou flutuante o regime de câmbio adotado. Como exemplo, pode-se citar os trabalhos de Bansal e Dahlquist (1999), Wadhvani (1999), King (1998), Meredith e Chinn (1998), Frankel e Rose (1994) e MacCallum (1994). Como justificativa para essa não-constatação, Wadhvani (1999) comenta que a UIP é uma “[...] camisa-de-força que obriga variáveis como desemprego e crescimento a somente afetar as taxas de câmbio por meio das taxas de juros”. Outras causas são a assimetria de informações, a mobilidade imperfeita de capitais, os custos de transação, a ineficiência de mercado e as simplificações feitas nos testes empíricos.

Como solução para os problemas apresentados, alguns autores mostram os modelos generalizados da UIP. Wadhvani (1999) modela o *prêmio de risco* em

função de variáveis “como desemprego e crescimento”. Na mesma linha, Muinhos, Freitas e Araújo (2001) apresentam um modelo de UIP com fundamento em que as expectativas da taxa de câmbio real são ancoradas em função de um conjunto de variáveis reais. A condição de longo prazo é o valor do câmbio real, que equilibra o balanço de pagamentos e supõe que não haja variação nas reservas externas.

Com o objetivo de estimar adequadamente a taxa de câmbio nominal há que se considerar alterações na equação (1) que tenham maior respaldo empírico. Em particular, deve-se flexibilizar a forma como o diferencial da taxa de juros e o prêmio de risco afetam a depreciação cambial. Com esse intuito, na Subseção 2.1 será desenvolvida uma especificação derivada da UIP em que esta possa se adaptar aos valores ocorridos. Na mesma subseção, será testado o poder de previsão desse modelo comparado ao poder de previsão em que se considera que a taxa de câmbio nominal segue um processo de passeio aleatório. Na Subseção 2.2 será apresentado um modelo para a endogeneização do prêmio de risco, de forma que este capte as percepções de risco soberano geradas por variações de indicadores fiscais, de comércio exterior e de solvência e liquidez, evitando-se assim a “camisa-de-força” da UIP.

2.1 Taxa de câmbio nominal

É possível que as corretas taxas de juros nominal doméstica e estrangeira a serem utilizadas na UIP sejam combinações lineares dos rendimentos de vários ativos brasileiros e americanos, respectivamente. Porém, por simplificação, será considerado que o diferencial dessas taxas seja função linear do diferencial entre a taxa Selic e a Federal Funds. De maneira análoga, pode-se considerar que o verdadeiro prêmio de risco soberano a ser utilizado na UIP seja função linear do *spread* do *C-Bond*³ em relação ao título do Tesouro americano. Essas considerações estão representadas pelo sistema (2).

Não afirmamos aqui que o *spread* do *C-Bond* cause movimentos na taxa nominal de câmbio, mas entendemos que ele seja explicado pela mesma percepção de risco que afeta os movimentos do câmbio. Quanto à possibilidade de o sentido da causalidade ser o inverso, indiretamente através do canal da dívida pública, argumentamos que a causalidade é circular. Aumentos na percepção de risco causariam depreciações na taxa de câmbio nominal, de modo a evitar situações de arbitragem. Estas, por sua vez, causariam aumentos na dívida pública que implicariam piores na percepção de risco soberano, reiniciando o ciclo. Quanto à causalidade direta entre taxa de câmbio nominal e risco soberano, teo-

3. Escolheu-se o *C-Bond* por três motivos: primeiro, por ser o título com a série mais longa disponível à época deste estudo; segundo, pelo seu vencimento em abril de 2014, seu preço não estar viesado pela proximidade do vencimento; e terceiro, por ser o poder de explicação do *spread* do *C-Bond* melhor que o de outras medidas de risco testadas.

ricamente, este título não apresenta risco cambial, uma vez que é denominado em dólares americanos.⁴

$$\begin{aligned} i_t - i_t^f &= \alpha_0 + \alpha_1 \cdot (\text{Selic}_t - \text{FFunds}_t) + u_t \\ x_t &= \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{SCBond}_t + v_t \end{aligned} \quad (2)$$

onde:

Selic_t é o logaritmo natural da taxa Selic média no período t : $\ln(1 + \text{Selic}\%_t)$;

FFunds_t é o logaritmo natural da taxa Federal Funds, dos Estados Unidos, média no período t : $\ln(1 + \text{FFunds}\%_t)$;

SCBond_t é o logaritmo natural do *spread* entre o rendimento do *C-Bond* e do título do Tesouro americano (*US Treasury*) médios no período

$$t : \ln \left(\frac{1 + \text{Rendim}_t^{\text{C-Bond}}}{1 + \text{Rendim}_t^{\text{US Treasury}}} \right); \text{ e}$$

$\left. \begin{matrix} u_t \\ v_t \end{matrix} \right\}$ são componentes de erro, supostamente ruídos brancos.

Nesse ponto, pode-se substituir as equações descritas no sistema (2) na equação (1) e escrevê-la na forma de primeira diferença, como na equação (3), uma vez que não se pôde rejeitar a hipótese nula de que a série de taxa de câmbio nominal apresenta uma raiz unitária no período compreendido entre maio de 1999 e dezembro de 2001.⁵

$$E_t \Delta e_{t+1} - \Delta e_t = \alpha_1 \cdot \Delta(\text{Selic}_t - \text{FFunds}_t) - \beta_1 \cdot \Delta(\text{SCBond}_t) + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde:

$\Delta(\cdot)$ é o operador primeira diferença. Ex.: $\Delta \varphi_t = \varphi_t - \varphi_{t-1}$;

$\Delta[E_t(e_{t+1})]$ foi aproximado por $E_t \Delta e_{t+1}$;

ε_t é a combinação de componentes de erros $(u_t - u_{t-1} - v_t + v_{t-1})$.

4. Na seção seguinte, é confirmada que a volatilidade cambial não explica significativamente o *spread* do *C-Bond*.

5. Este é o período amostral com o qual as estimações foram realizadas. A estatística do teste de Dickey-Fuller Aumentado foi $-1,83$ (com constante e uma defasagem da primeira diferença), ao passo que o valor crítico (10%) é $-2,62$. Nesse mesmo período, o *spread* do *C-Bond* também apresentou raiz unitária. De fato, a estatística do teste de Dickey-Fuller Aumentado foi $-2,07$ (com constante e uma defasagem da primeira diferença), enquanto o valor crítico (10%) é $-2,62$.

Para modelar o componente $E_t \Delta e_{t+1}$, considerou-se, por simplicidade, a função descrita a seguir. Devido ao fato de essa expectativa ser formada com informações conhecidas até o instante t , a antecedência mais recente para explicá-la é no período $t-1$. Incorporando um diferencial de inflação,⁶ considerando o IPCA e o PPI americano, à formação da expectativa, pode-se chegar à especificação descrita no sistema (4).

$$\begin{aligned} \Delta e_{t+1} &= \gamma_1 \cdot \Delta e_t + \gamma_2 \cdot \Delta e_{t-1} + \gamma_3 \cdot (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^f) + z_t \\ \therefore E_t \Delta e_{t+1} &= \gamma_1 \cdot \Delta e_t + \gamma_2 \cdot \Delta e_{t-1} + \gamma_3 \cdot (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^f) \end{aligned} \quad (4)$$

onde:

z_t é um componente de erro, supostamente ruído branco.

Substituindo o último resultado na equação (3), chega-se à equação (5). Considerando a não-existência de movimentos de longo prazo do diferencial de taxas de juros e do prêmio de risco, a variação de longo prazo de Δe_t será conforme descrito na equação (6). Pode-se impor à equação (5) uma condição de equilíbrio fundamentada na hipótese de paridade do poder de compra (PPC), em que a variação de equilíbrio da taxa de câmbio nominal se iguala ao diferencial de inflação de longo prazo ($\pi_p - \pi_p^f$). Para tanto, basta a imposição da restrição de coeficientes: $\gamma_3 = (1 - \gamma_1 - \gamma_2)$. Substituindo essa restrição na equação (6), é fácil a verificação de que a variação de equilíbrio da taxa de câmbio nominal é $\Delta e_{eq} = (\pi_p - \pi_p^f)$. Chega-se então à equação (7), que deve ser estimada, uma vez que se considera que o componente de erro segue um processo de ruído branco.

$$\begin{aligned} \Delta e_t &= \frac{\gamma_2}{1 - \gamma_1} \cdot \Delta e_{t-1} - \frac{\alpha_1}{1 - \gamma_1} \cdot \Delta(\text{Selic}_t - \text{FFunds}_t) + \frac{\beta_1}{1 - \gamma_1} \cdot \Delta \text{SCBond}_t + \\ &+ \frac{\gamma_3}{1 - \gamma_1} \cdot (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^f) \end{aligned} \quad (5)$$

onde ε_t^* é a combinação de componentes de erros $-(u_t - u_{t-1} - v_t + v_{t-1}) = -\varepsilon_t$.

$$\Delta e_{eq} = \frac{1}{1 - \frac{\gamma_2}{1 - \gamma_1}} \cdot \frac{\gamma_3}{1 - \gamma_1} \cdot (\pi_p - \pi_p^f)$$

6. Foi escolhida uma defasagem para o diferencial de inflação, uma vez que esses valores não são publicados no início do período t , mas sim posteriormente.

com a condição de que: $\begin{cases} \gamma_1 \neq 1 \\ \gamma_1 + \gamma_2 \neq 1 \end{cases}$

$$\therefore \Delta e_{eq} = \frac{\gamma_3}{1 - \gamma_1 - \gamma_2} \cdot (\pi_{lp} - \pi_{lp}^f) \quad (6)$$

onde foi considerado que os valores de longo prazo de $\Delta(\text{Selic}_t - \text{FFunds}_t)$ e de ΔSCBond_t são iguais a zero.

$$\Delta e_t = \gamma_2^* \cdot \Delta e_{t-1} - \alpha_1^* \cdot \Delta(\text{Selic}_t - \text{FFunds}_t) + \beta_1^* \cdot \Delta \text{SCBonds}_t + (1 - \gamma_2^*) \cdot (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^f) + \varepsilon_t^* \quad (7)$$

onde:

$$\gamma_2^* = \frac{\gamma_2}{1 - \gamma_1}$$

$$\alpha_1^* = \frac{\alpha_1}{1 - \gamma_1}$$

$$\beta_1^* = \frac{\beta_1}{1 - \gamma_1}$$

A equação (7) foi estimada, via TSLS,⁷ com frequência mensal utilizando-se as variáveis ocorridas no período pós-flutuação do câmbio nominal, com exceção dos primeiros meses para se evitar ruídos decorrentes da mudança de regime. Embora a maioria das demais equações propostas para o modelo estrutural de maior escala seja de frequência trimestral, o uso de frequência mensal é justificado por captar melhor a dinâmica das séries em questão, pois oscilam e mudam de patamar rapidamente. Essa decisão implicará que aproximações deverão ser feitas para a compatibilização das frequências no que tange às simulações. Esses detalhes serão melhor comentados mais adiante.

Todos os parâmetros estimados apresentaram o sinal esperado e os testes estatísticos indicaram boa aderência e significância. A Tabela 1 mostra o resultado da estimação, incluindo as variáveis instrumentais utilizadas.

7. Há o argumento de que o prêmio de risco e a taxa Selic seriam endógenos ao sistema e, dessa maneira, a estimação da equação (7) foi realizada por meio de mínimos quadrados de dois estágios. Mesmo considerando o fato de que, após a adoção do regime de metas para a inflação, a política monetária é realizada somente com vistas à meta de inflação, sem compromisso algum com o nível ou variação da taxa de câmbio nominal, resolveu-se pela estimação da equação (7), utilizando uma defasagem para a taxa Selic como instrumento. Também foram utilizados como instrumentos para o prêmio de risco o saldo de transações correntes (% do PIB), a dívida líquida total do setor público (% do PIB) e as reservas estrangeiras (% do PIB), variáveis estas que melhor explicarão o prêmio de risco na Subseção 2.3.

TABELA 1
RESULTADOS ESTIMADOS PARA A EQUAÇÃO (7) PELO MÉTODO TSLS — AMOSTRA: DE MAIO DE 1999 A DEZEMBRO DE 2001

	Instrumentos			
	$\Delta e_{t-1}, \Delta(\text{Selic}_{t-1} - \text{FFunds}_t), (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^f), \Delta \text{DLT}/\text{PIB}_t, \text{TCor}/\text{PIB}_t \text{ e } \text{Res}/\text{PIB}_{t-1}$			
	Valor estimado	Desvio-padrão	Estatística-t	Valor-p
γ_2^*	0,513	0,116	4,423	0,000
$\Delta(\text{Selic}_t - \text{FFunds}_t)$	-9,238	3,554	-2,599	0,015
ΔSCBond_t	49,938	8,991	5,554	0,000
R^2	0,672			
R^2 Ajustado	0,649			

Aumentos do diferencial de juros geram apreciações cambiais, enquanto aumentos no prêmio de risco estão associados a depreciações. Embora os parâmetros estimados para as *proxies* do *diferencial de juros* e do *prêmio de risco* sejam significativos, seus valores absolutos são bem maiores do que 1. Quanto ao resíduo da estimação, várias estatísticas de teste indicam um processo de ruído branco.⁸

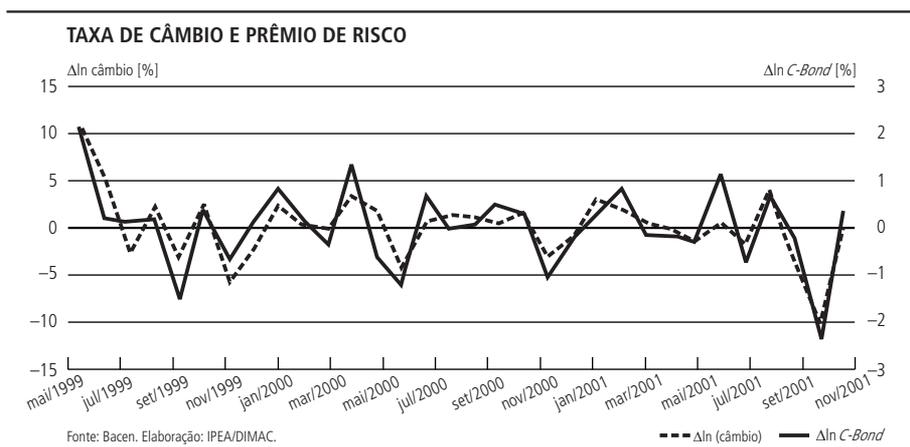
Os coeficientes estimados de α_1^* e β_1^* apresentaram valores absolutos acen-tuadamente mais altos que 1, esperados pela relação de não-arbitragem. Todavia, se levarmos em consideração o fato de esses coeficientes serem medidos pela razão dos coeficientes da equação (3) por $(1 - \gamma_1)$ e sendo esse último termo provavelmente menor do que 1, os coeficientes α_1 e β_1 poderão ser menores do que os mostrados na Tabela 1. Também se deve levar em conta o fato de os aumentos na taxa doméstica de juros se refletirem em crescimento da dívida pública, o que por sua vez provoca aumentos na percepção de risco soberano, como será mostrado na próxima seção. Esse canal pode minimizar o efeito direto (negativo) da taxa de juros sobre o câmbio, uma vez que o aumento no risco soberano tende a desvalorizar a taxa de câmbio nominal. Dessa forma, o coeficiente líquido do diferencial de juros pode ser menor, em valor absoluto, do que o estimado. Outro fato a ser levado em conta é a ausência de garantia de que a taxa de câmbio real estimada convirja para um valor de equilíbrio de longo prazo, devido ao curto período da amostra e ao fato de os juros domésticos e o risco soberano estarem, durante todo

8. Tanto seu correlograma quanto o correlograma dos resíduos quadrados mostraram que não há autocorrelação nem correlação parcial significativas para antecedência alguma. A estatística do teste de Jarque-Bera foi igual a 0,42 ($p = 0,81$), não rejeitando a hipótese nula de o erro apresentar distribuição normal. Pelo teste LM de Breusch-Godfrey, considerando até dois períodos de antecedência, não se pode rejeitar a hipótese nula de o erro não apresentar correlação serial: $F = 2,21$ ($p = 0,13$) e $\text{obs}^* R^2 = 1,93$ ($p = 0,38$). E, pelo teste de heterocedasticidade de White, não se pode rejeitar a hipótese nula de o erro ser homocedástico: $F = 1,17$ ($p = 0,41$) e $\text{obs}^* R^2 = 21,77$ ($p = 0,35$).

o período de estimação, apresentando valores considerados acima do valor suposto para o equilíbrio dessas variáveis.

A ligação entre o prêmio de risco e o movimento cambial é muito importante. De fato, o coeficiente de correlação entre variações percentuais⁹ do prêmio de risco e da taxa de câmbio nominal é de 77%, no período amostral considerado. No gráfico a seguir, são apresentadas as séries dessas duas variáveis, em primeira diferença dos logaritmos neperianos, podendo-se verificar a grande similitude de seus movimentos.

Essa evidência pode mostrar que o movimento cambial pode ser mais do que apenas um passeio aleatório, em que a primeira diferença da variável seria apenas um ruído branco. Mas então, por que há evidências internacionais a favor da hipótese de *random walk*? Mesmo não tendo a pretensão de esclarecer o assunto, podemos argumentar o que se segue. Consideremos duas economias com riscos soberanos semelhantes, o que implica que o risco relativo, de uma economia em relação à outra, é quase nulo ou muito pequeno. Consideremos ainda que as duas economias trabalhem com taxas nominais de juros semelhantes. Sob essas considerações, a condição da paridade descoberta de juros, retratada na equação (1), nos informa que a expectativa da taxa de câmbio para o período posterior é igual ao valor corrente, informação essa que é a base da hipótese de passeio aleatório. Realçando essa idéia, consideremos ainda que as duas economias apresentem taxas de inflação semelhantes e que não haja componente inercial na taxa de depreciação, ou que esta seja muito baixa. Nessas condições, a equação (7) informaria que a variação cambial segue um ruído branco, mais uma vez caracterizando um processo de passeio aleatório. No caso brasileiro, essas considerações



9. Aproximadas pelas primeiras diferenças das variáveis, tomadas em logaritmos neperianos.

ainda não se aplicam quando tomamos os Estados Unidos como a outra economia. De fato, o prêmio de risco ainda é alto, praticamente dominando o comportamento cambial como parece indicar o gráfico.

Como exercício para comparar as projeções do modelo estimado com as projeções obtidas, admitindo que a taxa de câmbio nominal brasileira segue, na verdade, um processo de passeio aleatório, projetou-se a taxa de câmbio de janeiro a dezembro de 2001, com observações da taxa de câmbio limitadas a dezembro de 2000. Nesse contexto, estimou-se a equação (7) com observações ocorridas de maio de 1999 a dezembro de 2000, objetivando-se uma estimação que utilizasse 20 observações. Em seguida, projetou-se a taxa de câmbio para os meses seguintes, fixando as variáveis exógenas (diferencial de juros, inflação e prêmio de risco) nos valores ocorridos em dezembro de 2000, porém utilizando os valores previstos da taxa de câmbio, ao invés dos ocorridos, no termo auto-regressivo. Para as estimações feitas a partir da hipótese de passeio aleatório, fixaram-se as previsões da taxa de câmbio no último valor observado,¹⁰ ou seja, no de dezembro de 2000.

Para avaliar as projeções obtidas pelas duas hipóteses, mediu-se o somatório dos desvios quadrados (SDQ) das projeções em relação aos valores ocorridos nos 12 meses seguintes, de janeiro a dezembro de 2001. Enquanto o SDQ medido para as projeções de passeio aleatório foi de 0,497, o SDQ medido para as projeções do modelo foi de 0,262, aproximadamente a metade da outra medida.

2.2 Prêmio de risco

Como apontado anteriormente, Wadhvani (1999) comenta que a relação tradicional da UIP é uma “[...] camisa-de-força que obriga variáveis como desemprego e crescimento a somente afetar as taxas de câmbio por meio das taxas de juros”. Nesse sentido, ele apresenta um modelo generalizado da UIP em que considera a *proxy* do prêmio de risco como função linear do hiato entre a taxa de câmbio real e a taxa de câmbio real de equilíbrio, e modela o hiato como função dos diferenciais da razão do déficit em transações correntes sobre PIB, da taxa de desemprego, da razão das reservas internacionais sobre PIB e dos níveis de inflação. Na mesma linha, Muinhos, Freitas e Araújo (2001) apresentam um modelo de UIP com fundamentos em que a condição de longo prazo é o valor do câmbio real que equilibra o balanço de pagamentos e supõe que não haja variação nas reservas externas.

A literatura aconselha vários indicadores para explicar a percepção de risco soberano, que é o objetivo desta subseção. Porém, é preciso utilizar um critério parcimonioso. Segundo as palavras de Min (1998), deve-se utilizar indicadores econômicos “[...] que meçam a *performance* econômica doméstica e internacional

10. Segundo a hipótese de passeio aleatório, a melhor estimativa para a taxa de câmbio nominal em qualquer período futuro é o último valor observado.

de um país e [que meçam] choques exógenos que afetem a liquidez e solvência de países em desenvolvimento”. Uma vasta literatura indica processos de modelagem do *spread* de títulos soberanos e os mecanismos de contágio financeiro. Como exemplo, pode-se citar os trabalhos de Edwards (2000), Araújo e Flores Jr. (2001), Min (1998), Eichengreen e Mody (1998), Eaton, Gersovitz e Stiglitz (1986) e García, García, Magendo e Restrepo (2002).

Com base nesses trabalhos, decidiu-se por estimar uma equação para explicar o *spread* do *C-Bond*, utilizado na equação (7), de forma a captar as percepções de risco soberano geradas por variações de indicadores fiscais, de comércio exterior e de solvência e liquidez. Um conjunto de candidatos à explicação do *prêmio de risco* foi então elaborado,¹¹ envolvendo dívida líquida do setor público¹² (% do PIB), déficit primário do setor público (% do PIB), reservas (% do PIB), saldo em transações correntes (% do PIB), exportações sobre dívida externa privada, importações sobre reservas, corrente de comércio (% do PIB) e volatilidade da taxa de câmbio nominal.¹³

Desejando utilizar um critério parcimonioso, foi preciso ater-se às variáveis que se mostrassem relevantes, evitando-se, no entanto, a tendência de *over fitting*. Também foi preciso, no processo de estimação, que se observasse sua adequação para as simulações que seriam feitas, uma vez que grande parcela das variáveis explicativas é determinada de maneira endógena com frequência trimestral. Conforme já adiantado, esses detalhes serão melhor explicados mais adiante.

No melhor modelo estimado, os indicadores reservas (% do PIB), dívida líquida do setor público (% do PIB) e saldo em transações correntes (% do PIB) mostraram-se significativos e representativos das três classes de indicadores mencionados: de solvência/liquidez, fiscais e de comércio exterior, respectivamente.¹⁴

Na equação (8), pode-se verificar a especificação utilizada e, na Tabela 2, são mostrados os resultados da estimação pelo método TSLS.¹⁵

11. Apesar de a evidência empírica apontar na direção da utilização de expectativas das trajetórias futuras desses indicadores, nosso modelo ainda não incorpora componentes *forward-looking*, porém essa idéia consta de nossa agenda de projetos futuros.

12. Interna, externa e total.

13. Medida pelo desvio-padrão da taxa em uma janela dos últimos seis meses.

14. Contra, intuitivamente, a volatilidade da taxa de câmbio nominal não se apresentou significativa para explicar o prêmio de risco.

15. A série de *C-Bond* apresentou um coeficiente ADF de $-2,45$ próximo ao valor crítico de 10% , $-2,58$ (com constante e um *lag*) para o período 1996-2001. Optou-se por considerar a variável como estacionária, pois além de não ser forte a evidência de raiz unitária, teoricamente é mais intuitivo um risco-país que convirja para um valor de equilíbrio de longo prazo, a um em que os choques não se dissipem. Para evitar problemas de endogeneidade das reservas estrangeiras, utilizaram-se a primeira e a segunda defasagem dessa variável como instrumentos, além da primeira diferença da taxa de câmbio defasada. Tanto o correlograma dos resíduos quanto o dos resíduos quadrados mostram que não há correlação intertemporal significativa entre eles. Pelo teste LM de Breusch-Godfrey, considerando até dois períodos de antecedência, não se pode rejeitar a hipótese nula de erro não apresentar correlação serial: $F = 1,59$ ($p = 0,21$) e $\text{obs}^* R^2 = 0,31$ ($p = 0,86$). E, pelo teste de heterocedasticidade de White, não se pode rejeitar a hipótese nula de erro ser homocedástico: $F = 0,91$ ($p = 0,54$) e $\text{obs}^* R^2 = 11,24$ ($p = 0,51$). Além disso, o resíduo não apresenta raiz unitária, e a estatística do teste de Dickey-Fuller Aumentado para o resíduo foi de $-7,93$ (sem constante e sem defasagens da primeira diferença), ao passo que o valor crítico (1%) é $-2,60$, o que mostra que a regressão não apresenta correlação espúria.

$$SCBond_t = a_0 + a_1 \cdot SCBond_{t-1} + a_2 \cdot \Delta Res/PIB_t + a_3 \cdot \Delta DLT/PIB_t + a_4 \cdot TCor/PIB_t + \eta_t \quad (8)$$

onde:

Res/PIB_t é a razão do nível de reservas internacionais (% do PIB) acumulado de 12 meses, no período t ;

DLT/PIB_t é a razão da dívida líquida total do setor público (% do PIB) acumulado de 12 meses, no período t ;

$TCor/PIB_t$ é a razão do saldo de transações correntes (% do PIB) acumulado de 12 meses, no período t ; e

η_t é um componente de erro, supostamente ruído branco.

A estimação da equação do risco soberano apresentou resultados intuitivos e robustos. A intuição conduz ao raciocínio de que quanto maior o nível de reservas internacionais, maior a capacidade da economia de honrar os compromissos assumidos. Portanto, aumentos no nível das reservas reduzem a expectativa de risco soberano, ou seja, espera-se que seu coeficiente estimado tenha sinal negativo. Seguindo o raciocínio, quanto maior a dívida líquida do setor público ou mais negativo o saldo em transações correntes, maior a expectativa de risco soberano, sendo os sinais esperados para seus coeficientes positivo e negativo, respectivamente.

TABELA 2

RESULTADOS ESTIMADOS PARA A EQUAÇÃO (8) PELO MÉTODO TSLS — AMOSTRA: DE JANEIRO DE 1996 A DEZEMBRO DE 2001

Instrumentos				
$SCBond_{t-1}, Res/PIB_{t-1}, Res/PIB_{t-2}, \Delta DLT/PIB_t, TCor/PIB_t$ e Δe_{t-1}				
	Valor estimado	Desvio-padrão	Estatística-t	Valor-p
Cte	-0,0004	0,0044	-0,0821	0,9348
$SCBond_{t-1}$	0,8597	0,0472	18,2134	0,0000
$\Delta Res/PIB_t$	-0,8396	0,4274	-1,9646	0,0536
$\Delta DLT/PIB_t$	0,1360	0,0788	1,7259	0,0890
$TCor/PIB_t$	-0,2536	0,1074	-2,3608	0,0212
R^2	0,874			
R^2 Ajustado	0,867			

3 ESTIMAÇÃO DAS CONTAS EXTERNAS

Uma série de regressões para as variáveis-chave do balanço de pagamentos é apresentada nesta seção, dentro do esforço de incorporar o setor externo ao modelo estrutural da economia brasileira. As demais variáveis da balança de serviços e da conta de capital, com exceção de lucros, juros, investimento direto e empréstimos de longo prazo, são consideradas exógenas. Todos os testes de raiz unitária das equações das contas externas são apresentados no Anexo 2.

Analogamente ao comentado na estimação do modelo para explicar o *spread* do *C-Bond*, como medida da percepção de risco soberano, utilizou-se o critério de parcimônia, uma vez que a literatura também aconselha uma série de indicadores para explicar as variáveis-chave do balanço de pagamentos.

3.1 Balança comercial

No caso da balança comercial, para diminuir o número de variáveis endógenas no modelo, optou-se pela estimação das equações dos índices de *quantum* de exportações e importações em termos agregados. Utilizaram-se os índices calculados pela Funcex, tanto os de *quantum* como os de preço em séries trimestrais. Para a previsão dos índices de preço, foram utilizados modelos ARMA simplificados. A equação (9) apresenta a equação do índice de *quantum* de exportação estimada, com a amostra começando em 1988. A série de *quantum* de exportação não apresenta raiz unitária (Anexo 2), nem tampouco o índice de *quantum* das importações mundiais. Os coeficientes e outros testes estatísticos estão apresentados na Tabela 3.

$$\begin{aligned} exp_t = & \alpha_0 + \alpha_2 \cdot exp_{t-1} + \alpha_3 \cdot y_t^* + \alpha_4 \cdot \theta_{t-1} + \alpha_5 \cdot lpxt_t + \\ & + \sum_j \alpha_j \cdot Seas_j + \alpha_6 \cdot D_{91:03} + \eta_t \end{aligned} \quad (9)$$

onde:

exp_t é o *quantum* de exportações no período t ;

y_t^* é o PIB mundial no período t , medido pelo logaritmo natural do índice de *quantum* das importações mundiais;

θ_t é o logaritmo natural da taxa de câmbio real no período t ;

$lpxt_t$ é o índice de preço das exportações totais no período t ;

$Seas_j$ é uma variável *dummy* de sazonalidade para o trimestre j ;

$D_{91:03}$ é uma variável *dummy* de pulso para 91:03; e

η_t é um componente de erro, supostamente ruído branco.

TABELA 3
**RESULTADOS ESTIMADOS PARA A EQUAÇÃO (9) PELO MÉTODO OLS — AMOSTRA:
 DE 1988:01 A 2001:02 (TRIMESTRAL)**

	Valor estimado	Desvio-padrão	Estatística-t	Valor-p
<i>Cte</i>	-0,572	0,804	-0,711	0,481
<i>exp</i> _{<i>t-1</i>}	0,559	0,081	6,865	0,000
<i>J</i> _{<i>t-1</i>} *	0,445	0,085	5,249	0,000
θ_{t-1}	0,139	0,054	2,561	0,014
<i>lpxt</i> _{<i>t</i>}	-0,257	0,137	-1,874	0,067
<i>Seas</i> ₁	-0,090	0,024	-3,729	0,001
<i>Seas</i> ₂	0,151	0,026	5,822	0,000
<i>Seas</i> ₃	0,098	0,022	4,554	0,000
<i>D</i> _{91:03}	-0,239	0,056	-4,307	0,000
<i>R</i> ²	0,954			
<i>R</i> ² Ajustado	0,946			

Há na literatura vários trabalhos que estimam as elasticidades de exportação com resultados semelhantes, principalmente as relacionadas à taxa de câmbio real e PIB mundial. Pastore e Pinotti (1999) e Gonzaga e Bevilacqua (1997) reportam valores similares para a elasticidade-produto externo da exportação de manufaturas. Porém, o valor estimado de 0,14 para a elasticidade-câmbio real das exportações totais é inferior ao de outros trabalhos acadêmicos. O trabalho de Pastore e Pinotti (1999), por exemplo, apresenta uma elasticidade-preço das exportações de 0,24, e aproximadamente o dobro para a demanda mundial (0,81). Os coeficientes das principais variáveis são significativos a 5%, com exceção do coeficiente do índice de preços, além de o resíduo se comportar como ruído branco.¹⁶

A equação (10) apresenta a equação estimada para o índice de *quantum* de importação, sendo seus coeficientes e testes estatísticos apresentados na Tabela 4. A série do *quantum* de importações apresenta uma quebra estrutural na primeira metade dos anos 1990, sendo necessária, por questão de estacionariedade, a introdução de *dummy* de nível. O teste de raiz unitária do *quantum* de importações é apresentado a seguir.

16. No correlograma não há autocorrelação nem correlação parcial significativas para antecedência alguma. A estatística do teste de Jarque-Bera foi igual a 0,09 ($p = 0,95$), não rejeitando a hipótese nula de o erro apresentar distribuição normal. Pelo teste LM de Breusch-Godfrey, considerando até dois períodos de antecedência, não se pode rejeitar a hipótese nula de o erro não apresentar correlação serial: $F = 1,22$ ($p = 0,30$) e $\text{obs}^* R^2 = 2,91$ ($p = 0,23$). E, pelo teste de heterocedasticidade de White, não se pode rejeitar a hipótese nula de o erro ser homocedástico: $F = 1,88$ ($p = 0,07$) e $\text{obs}^* R^2 = 19,17$ ($p = 0,08$).

$$\begin{aligned} imp_t = & \beta_0 + \beta_1 \cdot imp_{t-1} + \beta_2 \cdot y_t - \beta_3 \cdot \theta_{t-1} + \sum_j \beta_j \cdot Seas_j + \\ & + \beta_4 \cdot D_{imp} + \sum_{aa:tt} \beta_{aa:tt} \cdot D_{aa:tt} + \eta_t \end{aligned} \quad (10)$$

onde:

imp_t é o *quantum* de importações no período t ;

y_t é o logaritmo natural do PIB doméstico no período t ;

θ_t é o logaritmo natural da taxa real de câmbio;

$Seas_j$ é uma variável *dummy* de sazonalidade para o trimestre j ;

D_{imp} é uma variável *dummy* de nível que assume um valor 0 até 1993:04 e 1 após 1994:03, assumindo o valor 0,5 nos períodos intermediários;

$D_{aa:tt}$ são variáveis *dummies* de pulso para os trimestres 1995:03, 1997:01 e 1999:01; e

η_t é um componente de erro, supostamente ruído branco.

TABELA 4

RESULTADOS ESTIMADOS PARA A EQUAÇÃO (10) PELO MÉTODO OLS — AMOSTRA:
DE 1988:01 A 2001:02 (TRIMESTRAL)

	Valor estimado	Desvio-padrão	Estatística-t	Valor-p
Cte	-3,077	1,610	-1,911	0,063
imp_{t-1}	0,568	0,081	7,039	0,000
y_{t-1}	1,170	0,413	2,831	0,007
θ_{t-1}	-0,191	0,082	-2,337	0,024
$Seas_1$	-0,102	0,038	-2,675	0,011
$Seas_2$	-0,016	0,036	-0,442	0,661
$Seas_3$	0,024	0,040	0,595	0,555
D_{imp}	0,332	0,099	3,367	0,002
$D_{95:03}$	-0,189	0,094	-2,004	0,051
$D_{97:01}$	-0,305	0,090	-3,382	0,002
$D_{99:01}$	-0,206	0,089	-2,302	0,026
R^2	0,985			
R^2 Ajustado	0,982			

O coeficiente estimado do câmbio real na Tabela 4 é menor que os usualmente vistos na literatura. Por outro lado, a elasticidade-renda do índice de *quantum* das importações é mais próxima às obtidas por outros trabalhos similares. Pastore e Pinotti (1999) apresentam elasticidade-preço (-0,96) bem superior à encontrada aqui, mas a elasticidade-renda é de 1,02 (considerando o produto-industrial). As estatísticas-t obtidas na equação (10) são bastante significativas.¹⁷

3.2 Balança de serviços

Por serem as variáveis juros e lucro as mais relevantes na balança de serviços, elas foram modeladas neste trabalho.¹⁸ Não é comum encontrar estimações para essas variáveis da conta de serviço na literatura acadêmica. A equação (11) apresenta a equação estimada dos juros líquidos, sendo seus coeficientes e testes estatísticos apresentados pela Tabela 5.

$$\begin{aligned} juro_t = & \alpha_0 + \alpha_2 \cdot juro_{t-1} + \alpha_3 \cdot juro_{t-2} + \alpha_4 \cdot y_{t-1} + \alpha_5 \cdot \theta_{t-1} + \\ & + \alpha_6 \cdot emp_t + \alpha_7 \cdot trend + \sum_i \alpha_i \cdot D_i + \eta_t \end{aligned} \quad (11)$$

onde:

$juro_t$ é o logaritmo natural dos juros líquidos no período t , em dólares de 2000;

y_t é o logaritmo natural do PIB doméstico no período t ;

θ_t é o logaritmo natural da taxa de câmbio real no período t ;

emp_t são os empréstimos de longo prazo no período t , em dólares de 2000;

$trend$ é uma tendência para o tempo;

D_i são variáveis *dummies* de pulso para o Plano Collor, para o Plano Real e para os trimestres 1989:03, 1992:03, 1993:04 e 1997:01; e

η_t é um componente de erro, supostamente ruído branco.

Dentre as variáveis explicativas dos juros, apresentadas na Tabela 5, a mais intuitiva é a dos empréstimos de longo prazo. A antecedência de três trimestres

17. O correlograma para o índice de *quantum* de importações não revela que há autocorrelação nem correlação parcial significativa para a primeira defasagem, mas com algum indício de correlação na segunda defasagem. Já o correlograma dos resíduos quadrados não mostra que há correlação intertemporal significativa entre eles. A estatística do teste de Jarque-Bera foi igual a 0,53 ($p = 0,77$), não rejeitando a hipótese nula de o erro apresentar distribuição normal. Pelo teste LM de Breusch-Godfrey, considerando até dois períodos de antecedência, não se pode rejeitar a hipótese nula de o erro não apresentar correlação serial mas com menos folga: $F = 2,54$ ($p = 0,09$) e $obs^* R^2 = 5,98$ ($p = 0,05$). E, pelo teste de heterocedasticidade de White, não se pode rejeitar a hipótese nula de o erro ser homocedástico: $F = 1,42$ ($p = 0,18$) e $obs^* R^2 = 18,25$ ($p = 0,19$).

18. Em breve serão também incorporadas ao modelo as equações para transporte, seguros e viagens.

TABELA 5

**RESULTADOS ESTIMADOS PARA A EQUAÇÃO (11) PELO MÉTODO OLS — AMOSTRA:
DE 1981:03 A 2000:01 (TRIMESTRAL)**

	Valor estimado	Desvio-padrão	Estatística-t	Valor-p
<i>Cte</i>	-0,335	1,792	-0,187	0,852
<i>juro</i> _{<i>t</i>-1}	-0,191	0,060	-3,208	0,002
<i>juro</i> _{<i>t</i>-2}	0,703	0,061	11,554	0,000
<i>y</i> _{<i>t</i>-1}	0,662	0,378	1,750	0,085
θ _{<i>t</i>-1}	0,115	0,136	0,849	0,399
<i>emp</i> _{<i>t</i>-3}	0,111	0,024	4,552	0,000
<i>trend</i>	-0,005	0,003	-2,065	0,043
<i>D</i> _{89:03}	0,520	0,160	3,245	0,002
<i>D</i> _{92:03}	-0,663	0,158	-4,204	0,000
<i>D</i> _{93:04}	-0,546	0,162	-3,366	0,001
<i>D</i> _{97:01}	-0,556	0,160	-3,483	0,001
<i>D</i> _{<i>P</i>.Real(-1)}	-0,801	0,160	-4,998	0,000
<i>D</i> _{<i>P</i>.Collor(-2)}	0,759	0,161	4,703	0,000
<i>R</i> ²	0,862			
<i>R</i> ² Ajustado	0,835			

também parece satisfatória. Porém, um aumento da atividade econômica doméstica parece exercer uma influência positiva no montante de juros enviados ao exterior.¹⁹

A equação (12) apresenta a equação dos lucros líquidos estimada, sendo seus coeficientes e testes estatísticos apresentados na Tabela 6.

$$\begin{aligned}
 \textit{lucro}_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \theta_{t-1} + \alpha_2 \cdot y_{t-3} + \alpha_3 \cdot \Delta(\textit{FDI}_{t-1}) + \alpha_4 \cdot \textit{dumFDI}_t + \\
 & + \alpha_5 \cdot \textit{trend} + \sum_i \alpha_i \cdot \textit{Seas}_i + \alpha_6 \cdot \textit{D}_{96:02} + \eta_t
 \end{aligned} \tag{12}$$

19. No correlograma não há autocorrelação nem correlação parcial significativas para antecedência alguma para a equação de juros. A estatística do teste de Jarque-Bera foi igual a 1,52 ($p = 0,46$), não rejeitando a hipótese nula de o erro apresentar distribuição normal. Pelo teste LM de Breusch-Godfrey, considerando até dois períodos de antecedência, não se pode rejeitar a hipótese nula de o erro não apresentar o correlação serial: $F = 1,54$ ($p = 0,22$) e $\text{obs}^* R^2 = 3,67$ ($p = 0,15$). E, pelo teste de heterocedasticidade de White, não se pode rejeitar a hipótese nula de o erro ser homocedástico: $F = 0,84$ ($p = 0,64$) e $\text{obs}^* R^2 = 15,57$ ($p = 0,59$).

onde:

$lucro_t$ é o logaritmo natural dos lucros líquidos no período t , em dólares de 2000;

θ_t é o logaritmo natural da taxa de câmbio real no período t ;

y_t é o logaritmo natural do PIB doméstico no período t ;

$\Delta(FDI_t)$ é a primeira diferença do Foreign Direct Investment no período t , em dólares de 2000;

$dumFDI_t$ é uma variável *dummy* de degrau que é 0 antes de 1996 e 1 a partir de 1997;

$trend$ é uma tendência para o tempo;

$Seas_j$ é uma variável *dummy* de sazonalidade para o trimestre j ;

$D_{96:02}$ é uma variável *dummy* de pulso para 1996:02; e

η_t é um componente de erro, supostamente ruído branco.

Apesar de o coeficiente estimado para a primeira diferença do investimento direto estrangeiro não ser muito significativo, seu sinal é intuitivamente correto.

TABELA 6

**RESULTADOS ESTIMADOS PARA A EQUAÇÃO (12) PELO MÉTODO OLS — AMOSTRA:
DE 1991:01 A 2001:01 (TRIMESTRAL)**

	Valor estimado	Desvio-padrão	Estatística-t	Valor-p
Cte	65,812	11,776	5,589	0,000
θ_{t-1}	-2,762	0,356	-7,749	0,000
y_{t-3}	-11,590	2,551	-4,543	0,000
$\Delta(FDI_{t-1})$	0,150	0,097	1,543	0,133
$dumFDI_t$	0,444	0,239	1,859	0,073
$trend$	0,112	0,020	5,595	0,000
$Seas_1$	0,651	0,193	3,364	0,002
$Seas_2$	0,898	0,244	3,689	0,001
$Seas_3$	0,466	0,179	2,603	0,014
$D_{96:02}$	-1,830	0,363	-5,041	0,000
R^2	0,854			
R^2 Ajustado	0,811			

O significado da *dummy* é captar a quebra estrutural da série de FDI a partir de 1996. Um aumento na atividade econômica, pela equação (12), diminui o lucro enviado ao exterior, provavelmente devido ao aumento do reinvestimento.²⁰

3.3 Contas de capital

Dentre as diversas variáveis da conta de capital, optou-se por estimar o investimento direto estrangeiro e o empréstimo de longo prazo. Além do fato de se ter conseguido regressões satisfatórias para essas variáveis, elas são utilizadas como explicativas na balança de serviços. Também não são comuns estimações dessas variáveis em termos trimestrais na literatura.

A equação (13) apresenta a equação estimada do investimento direto estrangeiro, sendo seus coeficientes e testes estatísticos apresentados na Tabela 7.

$$FDI_t = \alpha_0 + \alpha_2 \cdot FDI_{t-1} + \alpha_3 \cdot \Delta(SCBond_{t-1}) + \alpha_4 \cdot y_{t-1} + \alpha_5 \cdot lucro_{t-1} + \eta_t \quad (13)$$

onde:

FDI_t é o Foreign Direct Investment no período t , em dólares de 2000;

$\Delta(SCBond_t)$ é a primeira diferença do *spread* do *C-Bond* no período t ;

TABELA 7

RESULTADOS ESTIMADOS PARA A EQUAÇÃO (13) PELO MÉTODO OLS — AMOSTRA:
DE 1994:03 A 2001: 01 (TRIMESTRAL)

	Valor estimado	Desvio-padrão	Estatística-t	Valor-p
Cte	-18,840	8,663	-2,175	0,041
FDI_{t-1}	0,616	0,095	6,478	0,000
$\Delta(SCBond_{t-1})$	-14,936	4,015	-3,720	0,001
y_t	3,942	1,906	2,068	0,051
$lucro_{t-1}$	0,454	0,109	4,164	0,000
R^2	0,904			
R^2 Ajustado	0,887			

20. No correlograma não há autocorrelação nem correlação parcial significativas para antecedência alguma para a equação de lucros. A estatística do teste de Jarque-Bera foi igual a 1,23 ($p = 0,53$), não rejeitando a hipótese nula de o erro apresentar distribuição normal. Pelo teste LM de Breusch-Godfrey, considerando até dois períodos de antecedência, não se pode rejeitar a hipótese nula de o erro não apresentar correlação serial: $F = 1,03$ ($p = 0,36$) e $obs^* R^2 = 2,72$ ($p = 0,25$). E, pelo teste de heterocedasticidade de White, não se pode rejeitar a hipótese nula de o erro ser homocedástico: $F = 1,54$ ($p = 0,16$) e $obs^* R^2 = 18,61$ ($p = 0,18$).

y_t é o logaritmo natural do PIB doméstico no período t ;

$lucro_t$ é o logaritmo natural dos lucros líquidos no período t , em dólares de 2000; e

η_t é um componente de erro, supostamente ruído branco.

A presença do lucro e da primeira diferença do risco soberano na equação (13) é bastante relevante, tanto em termos de significância quanto em termos intuitivos. Um aumento do risco parece ser um indicador antecedente da diminuição desse tipo de investimento. Já um aumento da remessa de lucro incentiva novos investimentos.²¹ A equação (14) apresenta a equação estimada dos empréstimos de longo prazo, sendo seus coeficientes e testes estatísticos apresentados na Tabela 8.²²

$$emp_t = \alpha_0 + \alpha_2 \cdot emp_{t-1} + \alpha_3 \cdot emp_{t-2} + \alpha_4 \cdot y_{t-1} + \sum_i \alpha_i \cdot D_i + \eta_t \quad (14)$$

TABELA 8

RESULTADOS ESTIMADOS PARA A EQUAÇÃO (14) PELO MÉTODO OLS — AMOSTRA:
DE 1991:01 A 2001:01

	Valor estimado	Desvio-padrão	Estatística-t	Valor-p
<i>Cte</i>	-7,121	2,777	-2,564	0,014
emp_{t-1}	0,579	0,112	5,185	0,000
emp_{t-2}	0,209	0,107	1,955	0,057
y_{t-1}	1,873	0,671	2,792	0,008
$D_{96:04}$	1,106	0,329	3,358	0,002
$D_{P,Real(-2)}$	0,716	0,329	2,174	0,035
$D_{P,Real(-3)}$	-1,175	0,339	-3,462	0,001
R^2	0,885			
R^2 Ajustado	0,870			

21. No correlograma não há autocorrelação nem correlação parcial significativas para antecedência alguma para a equação de FDI. A estatística do teste de Jarque-Bera foi igual a 0,34 ($p = 0,84$), não rejeitando a hipótese nula de o erro apresentar distribuição normal. Pelo teste LM de Breusch-Godfrey, considerando até dois períodos de antecedência, não se pode rejeitar a hipótese nula de o erro não apresentar correlação serial: $F = 0,29$ ($p = 0,74$) e $obs^*R^2 = 0,77$ ($p = 0,67$). E, pelo teste de heterocedasticidade de White, não se pode rejeitar a hipótese nula de o erro ser homocedástico: $F = 0,62$ ($p = 0,74$) e $obs^*R^2 = 5,87$ ($p = 0,66$).

22. No correlograma não há autocorrelação nem correlação parcial significativas para antecedência alguma para a equação de empréstimos. A estatística do teste de Jarque-Bera foi igual a 0,32 ($p = 0,84$), não rejeitando a hipótese nula de o erro apresentar distribuição normal. Pelo teste LM de Breusch-Godfrey, considerando até dois períodos de antecedência, não se pode rejeitar a hipótese nula de o erro não apresentar correlação serial: $F = 0,68$ ($p = 0,50$) e $obs^*R^2 = 1,60$ ($p = 0,44$). E, pelo teste de heterocedasticidade de White, não se pode rejeitar a hipótese nula de o erro ser homocedástico: $F = 0,87$ ($p = 0,55$) e $obs^*R^2 = 8,17$ ($p = 0,51$).

onde:

emp_t são os empréstimos de longo prazo no período t , em dólares de 2000;

y_t é o logaritmo natural do PIB doméstico no período t ;

D_i são variáveis *dummies* de pulso para o Plano Real e 1996:04; e

η_t é um componente de erro, supostamente ruído branco.

É interessante observar que o nível de empréstimos de longo prazo é dependente da atividade econômica com uma defasagem.

A dívida líquida do setor público é, em parte, calculada endogenamente, sendo exógena apenas a série de superávit primário em relação ao PIB. Já as reservas externas são exógenas e também consideradas constantes no período em análise por causa do regime de câmbio flexível.

4 EQUAÇÕES COMPLEMENTARES

Em Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), são apresentadas três das equações complementares utilizadas neste trabalho: uma equação do tipo IS expressando o hiato do produto, uma curva de Phillips expressando a taxa de inflação e uma regra de taxas de juros, como a regra de Taylor comum, que é utilizada nas simulações. Suas especificações podem ser verificadas nas equações (15) a (17), respectivamente. A modelagem da dinâmica da dívida pública²³ é mostrada na equação (18).

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + \beta_4 \theta_{t-1} + \varepsilon_t^y \quad (15)$$

$$\pi_t^{live} = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 E_t(\pi_{t+1}) + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 \Delta(p_t^* + e_t) + \varepsilon_t^\pi \quad (16)$$

$$Selic_t = \gamma_1 \cdot Selic_{t-1} + (1 - \gamma_1) \cdot \left\{ \gamma_2 \cdot \left[\sum_{i=1}^4 (\pi_{t-i} - \pi_{t-i}^{Meta}) \right] + \gamma_3 \cdot y_{t-1} + Selic_t^{Eq.} \right\} \quad (17)$$

$$D_t^{Ext} = D_{t-1}^{Ext} \cdot (1 + i_t^f) \cdot (1 + Risco_t) - \frac{D_{t-1}^{Ext}}{D_{t-1}} \cdot SuperavitFiscal_t$$

$$D_t^{Int} = D_{t-1}^{Int} (sem\ variac\~ao\ cambial) \cdot (1 + Selic_t) + D_{t-1}^{Int} (com\ variac\~ao\ cambial) \cdot (1 + i_t^f) \cdot (1 + Risco_t) \cdot (1 + \Delta E_t^{9\%}) - \frac{D_{t-1}^{Int}}{D_{t-1}} \cdot SuperavitFiscal_t$$

23. A trajetória do superávit fiscal é exógena, iniciando nos valores atuais e indo gradativamente para zero em 2100:04, de acordo com uma função logística (forma de "s").

$$D_t = D_t^{Ext} + D_t^{Int} \quad (18)$$

onde:

y_t é o hiato do produto (ln);

r_t é a taxa de juros reais (ln);

θ_t é a taxa de câmbio real (ln);

p_t^* é o índice de preços externos (ln);

D_t^{Ext} é o estoque da dívida externa do setor público;

D_t^{Int} é o estoque da dívida interna do setor público; e

D_t é o estoque da dívida total do setor público.

5 SIMULAÇÕES

Para as simulações foi implementada uma estrutura usando os *softwares* Matlab/Simulink e Excel. Trata-se de uma estrutura integrada, onde a interface e alguns cálculos mais simples são realizados no Excel. Porém, os cálculos mais complexos e a resolução do modelo propriamente dito são realizados no Matlab/Simulink.

O modelo é dividido em dois blocos: um bloco principal, com frequência trimestral, onde está a maioria das equações do modelo, e um bloco auxiliar, com frequência mensal, contendo as equações relativas ao câmbio nominal e ao prêmio de risco. A integração entre os dois blocos é feita de forma direta: a média em um trimestre dos valores de câmbio e risco, calculados pelo bloco mensal do modelo, é usada como entrada no bloco trimestral. Em contrapartida, no bloco de frequência mensal, é feita uma interpolação linear simples para as variáveis explicativas endógenas, quando determinadas trimestralmente. Nesse contexto, o modelo é simulado até 2100:04, mas somente os 30 primeiros anos de resultados são mostrados, por simplicidade.

A simulação, apresentada no Anexo 1, é feita em termos de resposta ao impulso.²⁴ Três tipos de choques (impulsos) são simulados: choques temporários²⁵ positivos na taxa nominal de juros (Selic), no *spread* do *C-Bond* e nos preços administrados (choque de custo).

Um aumento na taxa nominal de juros (Selic) tem seu maior impacto na inflação em 14 trimestres. Choques no prêmio de risco afetam a inflação positivamente, no início, pois causam depreciação cambial, que é repassada para os

24. Nos gráficos, cada divisão do eixo horizontal representa um trimestre.

25. Choques temporários de duração de um trimestre.

preços domésticos. Cessado o efeito do choque, a taxa de câmbio tende a se apreciar, afetando negativamente a inflação, pelo mesmo motivo. No longo prazo, o efeito desse choque tende a desaparecer.

Um choque nos preços administrados causa aumento na inflação, como esperado, por representar um choque de custo. Tal efeito é aumentado pela instantânea redução na taxa real de juros, que causa aumento na taxa de crescimento do PIB e na inflação, pela pressão de demanda resultante. Mas esses efeitos são seguidos por um aumento na taxa nominal de juros, para trazer a inflação de volta à meta, o que aumenta a taxa real de juros, retraindo o crescimento do PIB e diminuindo a inflação. Essa trajetória oscilatória da taxa de crescimento do PIB, e da inflação em menor escala, continua em função da ponderação do hiato do produto na Regra de Taylor considerada, porém desaparecendo no longo prazo.

Esses choques temporários produzem efeitos passageiros na taxa de câmbio real, mas efeitos permanentes na taxa nominal de câmbio. Choques no prêmio de risco e nos preços administrados causam depreciações cambiais, ao passo que choques na taxa nominal de juros apreciam a taxa de câmbio. Choques temporários de custo não produzem efeitos sensíveis na taxa nominal de câmbio por quase oito trimestres, quando então o câmbio nominal inicia uma trajetória de depreciação bastante sensível até atingir um nível permanente mais depreciado que o nível anterior ao choque. Nesse ponto, apresentamos uma limitação do modelo de câmbio que desenvolvemos, não sendo, porém, importante na simulação de curto prazo. Modelamos a taxa nominal de câmbio por uma equação a diferenças. Esse tipo de modelagem costuma “perder” informação de longo prazo em relação ao nível da variável modelada. Esse é o porquê de o efeito de longo prazo do aumento do prêmio de risco ser ligeiramente negativo, porém muito próximo de zero.²⁶

Choques instantâneos no prêmio de risco produzem melhorias temporárias, durante quase dez trimestres, na conta corrente (% do PIB), de grande magnitude e tendo seu efeito máximo em cinco trimestres. Choques de preços administrados causam piora temporária na conta corrente por apreciar o câmbio real. A apreciação se deve ao aumento inicial dos preços domésticos, enquanto o câmbio nominal não é afetado nos primeiros trimestres seguintes ao choque, e, em seguida, ao aumento da taxa nominal de juros.

Choques positivos na taxa nominal de juros aumentam o prêmio de risco pela piora na dívida pública, como percentagem do PIB. Choques nos preços administrados diminuem a dívida pública (% do PIB), como esperado, pelo efeito do imposto inflacionário.

26. Essa limitação já está corrigida em modelagem mais atual dos autores, cujos resultados iniciais já podem ser verificados em Muinhos e Alves (2003), na série de *Trabalhos para Discussão*, do Banco Central do Brasil.

6 CONCLUSÃO

Um dos principais resultados do trabalho se refere à evidência de que a taxa nominal de câmbio brasileira talvez não se comporte como um passeio aleatório, sendo seu comportamento captado por um modelo derivado da teoria da paridade descoberta de juros. Se essa evidência for confirmada por futuras pesquisas e resultados, seria um contra-exemplo notável ao enigma (*puzzle*) relacionado à hipótese de passeio aleatório, que hoje parece desafiar os conceitos de ausência de arbitragem nos mercados de câmbio de muitas economias.

Outro resultado importante se refere aos coeficientes estimados para a equação derivada da UIP [equação (7)]. Seus valores absolutos apresentaram-se acentuadamente mais altos que os esperados pela relação de não-arbitragem, que teoricamente são iguais à unidade.

Porém, em face do curto período da amostra, e mesmo considerando o resultado 6, que garante uma condição de equilíbrio com base na diferença entre inflação interna e externa, nada assegura que a taxa de câmbio real estimada convirja para o valor neutro de longo prazo. Essa conclusão baseia-se no fato de os juros domésticos e o risco soberano estarem, durante todo o período de estimação, apresentando valores considerados acima do equilíbrio dessas variáveis. Como solução, já está em andamento um projeto para a incorporação, na especificação da equação (7), de um mecanismo de correção de erros para se atingir um câmbio real neutro que equilibraria a conta de transações correntes. Esse estudo faz parte de um projeto mais abrangente para se elaborar um modelo maior, com novos blocos, como será comentado mais adiante.

A estimação da equação do risco soberano apresentou resultados intuitivos e robustos. Pela especificação apresentada, no curto prazo, as reservas internacionais, a dívida pública e a conta de transações correntes têm papel fundamental na explicação da percepção de risco soberano no Brasil. Acreditando, porém, que a especificação utilizada representa razoavelmente bem a realidade, no longo prazo existirá uma realidade ligeiramente diferente: considerando que, no regime de câmbio flutuante, a variação das reservas tende a se anular e admitindo a existência de um *steady state* para o nível da dívida pública (% do PIB) e da conta corrente (% do PIB), o prêmio de risco soberano dependerá somente do nível de equilíbrio dessa última variável, uma vez que é a única que não está à primeira diferença.

As outras equações do setor externo também estão mostrando coeficientes significativos e com sinais esperados. E, como era esperado, a percepção de risco soberano afeta o investimento direto estrangeiro.

As simulações produziram trajetórias simultâneas, e consistentes, para a taxa de câmbio, conta corrente (% do PIB), crescimento da economia, inflação, para

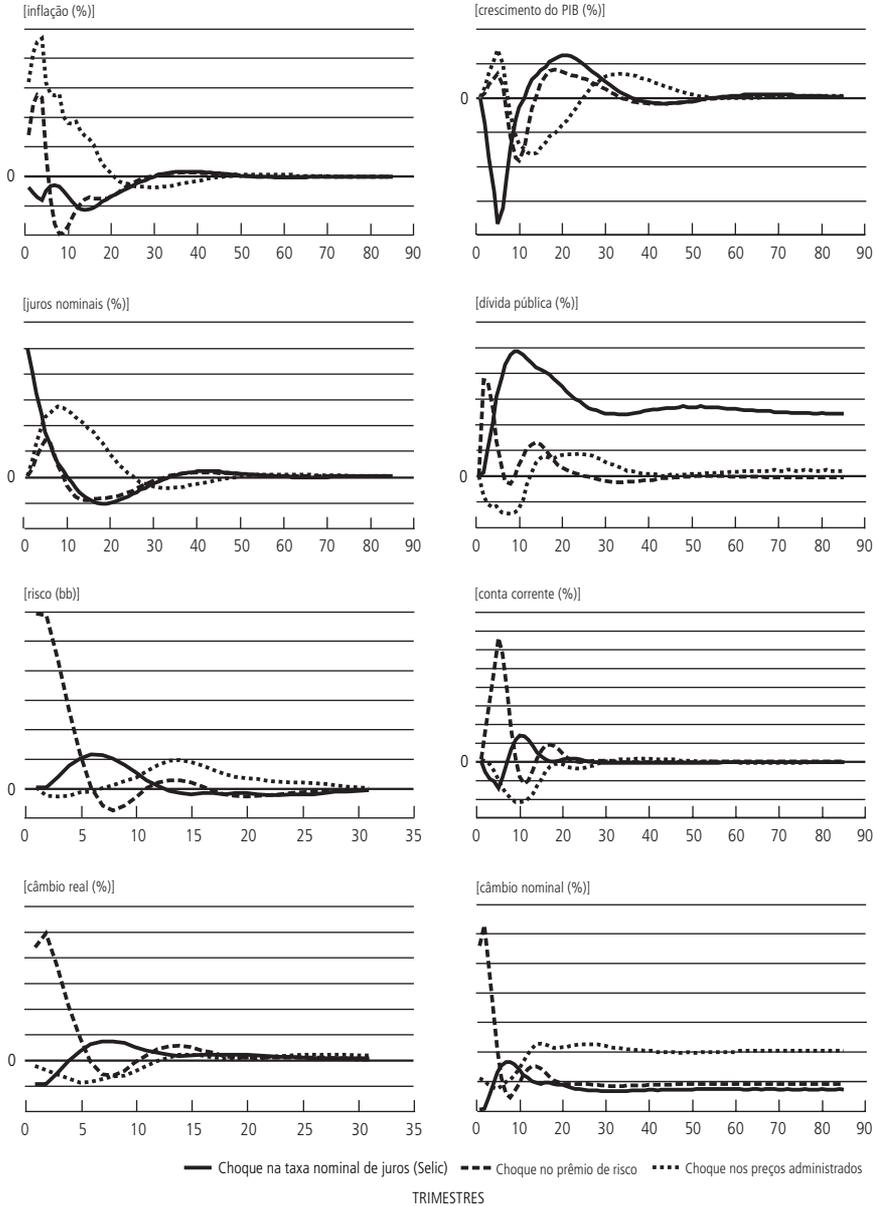
o lado fiscal e para outras variáveis que não foram mostradas aqui por não trazerem muitas contribuições. Contudo, algumas propriedades de longo prazo de algumas variáveis podem estar influenciadas pela modelagem da taxa de câmbio, que pode possuir pequenas limitações em relação ao nível no longo prazo, não tendo, por outro lado, limitações na parte dinâmica. Outro problema presente nesse tipo de modelagem é a não-robustez em relação à crítica de Lucas. Alguns dos parâmetros deveriam variar de acordo com mudanças de política.

O próximo desafio do modelo macroeconômico compreensivo é a incorporação de outros grandes blocos, projeto esse que já está em andamento. Esses blocos irão incorporar o PIB sob a ótica da demanda com a utilização de uma função de produção para o longo prazo, o lado fiscal e monetário/creditício e terão condições de equilíbrio geral, entre novas incorporações.²⁷

27. Os resultados iniciais já podem ser verificados em Muinhos e Alves (2003), na série de *Trabalhos para Discussão*, do Banco Central do Brasil.

ANEXO 1

SIMULAÇÃO DO MODELO (TRIMESTRES NO EIXO HORIZONTAL)



ANEXO 2

Como pode ser verificado na tabela a seguir, só não se pode rejeitar a um nível de 10% a hipótese nula de raiz unitária na variável taxa real de câmbio. E há um pouco de dúvidas sobre a variável juros.

TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

	Teste ADF	Valor crítico	Lags	Tendência e constante	Dummies sazonais	Quebras estruturais
<i>Exp</i>	-3,41	-3,49	4	Sim	Sim	1
<i>Imp</i>	-5,00	-3,49	2	Sim	Não	1
y_t^*	-3,39	-3,49	4	Sim	Não	1
<i>PIB</i>	-3,20	-3,18 (10%)	2	Sim	Sim	1
θ_t	-1,39	-1,69 (10%)	1	Não	Não	1
<i>FDI</i>	-2,88	2,98	1	Constante	Sim	Não
<i>Juros</i>	-2,56	-2,63 (10%)	1	Constante	Não	1
<i>Lucros</i>	-3,08	-2,98	1	Constante	Não	1
<i>Emp</i>	-3,40	3,60	8	Sim	Não	Não

ABSTRACT

This paper presents a small-scale macroeconomic model to the Brazilian economy added of an external block. We found evidences indicating that a random walk process is not the best way to describe the exchange rate behavior in Brazil, which is better captured by an Uncovered Interest Rate Parity (UIP) nonarbitrage derived model. This model is then estimated in monthly terms as from the switching of the exchange regime in 1999. As a risk premium measurement, the C-Bond spread is estimated as a function of the fiscal and external variables and domestic and external shocks. The new macroeconomic model, including the estimated equations for the nominal exchange rate, risk premium, trade balance and other external equations for key external sector variables, is then evaluated under three shocks: on risk premium, on nominal interest rate and on administered prices.

BIBLIOGRAFIA

- AGENOR, P.-R., MONTIEL, P. *Development macroeconomics*. Princeton University Press, 1996.
- ARAÚJO, C. H., FLORES Jr., G. *Análise do financiamento externo a uma pequena economia*. Banco Central do Brasil, 2001 (Working Paper Series, 11).

- BANSAL, R., DAHLQUIST, M. *The forward Premium Puzzle: different tales from developed and emerging economies*. 1999 (CEPR Discussion Paper, 2.169).
- BOGDANSKI, J., TOMBINI, A., WERLANG, S. *Implementing inflation targeting in Brazil*. Banco Central do Brasil, 2000 (Working Paper Series, 1).
- EATON, J., GERSOVITZ, M., STIGLITZ, J. E. *The pure theory of country risk*. NBER, 1986 (Working Paper, 1.894).
- EDWARDS, S. *Interest rate, contagion and capital controls*. NBER, 2000 (Working Paper, 7.801).
- EICHENGREEN, B., MODY, A. *What explains changing spread on emerging-market debt: fundamentals or market sentiment?* NBER, 1998 (Working Paper, 6.408).
- FRANKEL, J. A., ROSE, K. R. *A survey of empirical research on nominal exchange rates*. NBER, 1994 (Working Paper, 4.865).
- FROOT, K. A., THALER, R. H. Anomalies: foreign exchange. *Journal of Economic Perspectives*, v. 4, p. 179-192, summer 1990.
- GARCÍA, C., GARCÍA, P., MAGENDZO, I., RESTREPO, J. *A medium-sized macroeconomic model of the monetary transmission mechanism in Chile*. Conferencia Modelos de Equilibrio General para la Economía Chilena, organizada pelo Banco Central de Chile, Santiago, abr. 2002.
- GONZAGA, G., BEVILACQUA, A. *Relatório Consultoria do Banco Central do Brasil*. 1997, mimeo.
- KING, A. Uncovered interest parity: New Zealand's post-deregulation experience. *Applied Financial Economics*, v. 8, p. 495-503, 1998.
- MCCALLUM, B. A reconsideration of the uncovered interest parity relationship. *Journal of Monetary Economics*, v. 1, n. 33, p. 105-132, 1994.
- MEREDITH, G., CHINN, M. *Long-horizon uncovered interest rate parity*. NBER, 1998 (Working Paper, 6.797).
- MIN, H. G. *Determinants of emerging markets bond spread: do economic fundamentals matter*. World Bank, 1998, mimeo.
- MUINHOS, M. K., ALVES, S. A. L. *Medium-size macroeconomic model for the Brazilian economy*. Banco Central do Brasil, 2003 (Working Paper Series, 64).
- MUINHOS, M. K., FREITAS, P., ARAÚJO, F. *Uncovered interest parity with fundamentals: a Brazilian exchange rate forecast model*. Banco Central do Brasil, 2001 (Working Paper Series, 19).
- PASTORE, A., PINOTTI, M. C. *Boletim Periódico*. ACC Pastore Consultoria, 1999.
- REIS, E., CAVALCANTI, M. A., CASTRO, A., ROSSI Jr., J., ARAÚJO, E., HERNANDES, B. *Model for projections and simulations of the Brazilian economy*. IPEA, 1999 (Texto para Discussão, 619).
- WADHWANI, S. B. *Currency puzzles*. LSE Lecture, Sep. 1999.

(Originais recebidos em abril de 2002. Revistos em janeiro de 2003.)

