

Endogenização da Taxa de Câmbio e Prêmio de Risco

O Departamento de Estudos e Pesquisa vem trabalhando num modelo macroeconômico de médio porte para ser usado como complemento ao modelo de pequena escala que subsidia o COPOM com as projeções de inflação. Neste Box são apresentados alguns resultados preliminares para a estimação da taxa de câmbio nominal e do prêmio de risco soberano. A taxa de câmbio nominal é prevista por meio de uma equação derivada da condição de paridade descoberta de juros (UIP - Uncovered Interest Parity), estimada, em termos mensais, com observações ocorridas a partir da mudança do regime cambial em janeiro de 1999 até meados de 2001. Como prêmio de risco soberano, utilizou-se o spread do C-Bond em relação aos juros básicos americanos, estimado como função de indicadores fiscais, de variáveis externas e de choques externos e domésticos.

1. Taxa de Câmbio

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 et alli (2000)¹. Dentre essas equações, consta a condição de paridade descoberta de juros (UIP - Uncovered Interest Parity), representada conforme a Equação 1.

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

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 de um título doméstico 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 de um título estrangeiro no período t , compreendido entre os instantes t e $t+1$: $\ln[(1 + \text{juro.nom}^f\%)_t]$;

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 arbitragem entre títulos no exterior e no país. A depreciação esperada é explicada pelo diferencial das taxas de juros externas e internas, levado em conta o prêmio de risco embutido no título doméstico.

¹ Bogdanski, Joel, Alexandre Tombini e Sergio Werlang (2000) "Implementing Inflation Targeting in Brazil" Banco Central do Brasil Working Paper Series n°1.

Apesar ser originada por meio de uma condição de arbitragem, resultados empíricos indicam que a relação da UIP não é observada em geral. Em exercícios econométricos realizados para séries de câmbio de países industrializados, em que se supõe que o prêmio de risco é nulo, em vez de se obter um coeficiente igual a um para o termo $(i_t - i_t^f)$, é comum estimar-se um coeficiente próximo de zero ou até negativo. Em alguns, rejeita-se a hipótese nula de que o coeficiente é igual a 1. Outros trabalhos indicam 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. Outras causas são a assimetria de informações, mobilidade imperfeita de capitais, custos de transação, ineficiência de mercado e simplificações feitas nos testes empíricos.

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. 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-Bond² em relação ao *US Treasury*. Essas considerações estão representadas pelo **Sistema 2**.

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

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 EUA, média no período t : $\ln(1 + \text{FedFunds}\%)_t$;

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 : ;

$$\ln \left(\frac{1 + \text{Re n dim}_t^{\text{C-Bond}}}{1 + \text{Re n dim}_t^{\text{US.Treasury}}} \right)$$

$\left. \begin{array}{l} u_t \\ v_t \end{array} \right\}$

são componentes de erro, supostamente ruídos brancos.

Como proxy da expectativa, no instante t , da taxa de câmbio nominal para o instante $t+1$, utilizou-se, por simplicidade, projeções obtidas por um modelo univariado. Como essa

² Escolheu-se o C-Bond por dois motivos: primeiro, por ser o título com a série mais longa disponível à época do presente estudo e, segundo, por ter seu preço não viesado pela proximidade do vencimento, ainda distante.

expectativa é feita com informações limitadas ao período anterior ao instante t , a defasagem mais recente que a explicaria seria em $t-1$. Portanto, a especificação mais simples seria a descrita pelo **Sistema 3**. De acordo com a hipótese feita, o valor esperado para a taxa de câmbio nominal em $t+1$ é consequência direta da modelagem, conforme mostrado no mesmo sistema

$$\begin{aligned} e_{t+1} &= \gamma_0 + \gamma_1 \cdot e_{t-1} + z_t \\ E_t(e_{t+1}) &= \gamma_0 + \gamma_1 \cdot e_{t-1} \end{aligned} \quad (3)$$

onde: γ_i são parâmetros da aproximação feita;
 z_t é um componente de erro, supostamente ruído branco.

Considerando a equação em diferenças³ originada da **Equação 1 e os sistemas 2 e 3** e incorporando uma condição de equilíbrio de longo-prazo baseada na hipótese da *paridade do poder de compra*, pode-se especificar a dinâmica da taxa nominal de câmbio de acordo com a **Equação 4**, assumindo que a combinação de erros $(v_t - v_{t-1} - u_t + u_{t-1})$ segue um processo de ruído branco. A intuição por trás da hipótese de equilíbrio utilizada é que a variação do câmbio nominal, no equilíbrio, deve ser igual à diferença entre as taxas de inflação doméstica e estrangeira de longo prazo, medidas pelo IPCA e pelo PPI americano, respectivamente. Uma vez considerando que as variações de equilíbrio do diferencial de juros e do prêmio de risco se anularem, a condição de longo prazo da **Equação 4** é a representada pela **Equação 5**.

$$\Delta e_t = \gamma_1 \cdot \Delta e_{t-1} - \alpha_1 \cdot \Delta(\text{Selic}_t - \text{FFunds}_t) + \beta_1 \cdot \Delta \text{SCBond}_t + (1 - \gamma_1) \cdot (\pi_t - \pi_t^f) + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde: $\Delta \cdot$ é o operador primeira diferença. Ex: $\Delta \varphi_t = \varphi_t - \varphi_{t-1}$;
 ε_t é a combinação de componentes de erros $(v_t - v_{t-1} - u_t + u_{t-1})$, supostamente ruído branco.
 π_t é o logaritmo natural da taxa de variação do IPCA no período t : $\ln(1 + \Pi_t)$;
 π_t^f é o logaritmo natural da taxa de variação do PPI dos EUA no período t : $\ln(1 + \text{PPI}\%_t)$.

$$\Delta e_{eq} = \frac{1}{1 - \gamma_1} \cdot (1 - \gamma_1) \cdot (\pi_{lp} - \pi_{lp}^f) \therefore \Delta e_{eq} = (\pi_{lp} - \pi_{lp}^f) \quad \text{Com a condição de que: } \gamma_1 < 1 \quad (5)$$

A **Equação 4** foi estimada com frequência mensal utilizando-se as variáveis ocorridas no período pós-flutuação do câmbio nominal, com exceção dos primeiros meses para evitarem-se ruídos decorrentes da mudança de regime. Todos os parâmetros estimados apresentaram o sinal esperado e os testes estatísticos indicaram boa aderência e significância. Quanto à série de resíduo da estimação, seu correlograma indicou um processo de ruído branco.

³ A série de câmbio nominal apresentou indícios fortes possuir uma raiz unitária, optou-se portanto em trabalhar com a primeira diferença

Tabela 1 Resultados da Estimação para a Depreciação cambial

Método: OLS		Amostra: Maio/1999 a Maio/2001		
Variável	Valor Estim.	D. Padrão	t	Valor P
Δe_{t-1}	0,594	0,105	5,667	0,000
$\Delta(\text{Selic}_t - \text{FFunds}_t)$	-9,419	2,698	-3,492	0,002
ΔSCBond_t	34,415	7,608	4,523	0,000
$(\pi_t - \pi_t^f)$	0,406	0,105	3,874	0,001
$R^2 = 0,634$		$R^2_{\text{Ajust.}} = 0,601$		

A **Tabela 1** mostra o resultado da estimação. 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 significantes, seus valores absolutos são bem maiores que 1.

Os coeficientes estimados para a UIP apresentaram valores absolutos acentuadamente mais altos que os esperados pela relação de não-arbitragem. Porém, dado o curto período da amostra, nada nos garante que a taxa de câmbio real estimada convirja para um valor de equilíbrio de longo prazo. Somando-se a isto o fato de os juros domésticos e o risco soberano estarem, durante todo o período de estimação, apresentando valores considerados acima do valor suposto como de equilíbrio destas variáveis.

2. Prêmio de Risco

A linha seguida nesse exercício é a endogenização da *proxy* para o prêmio de risco soberano utilizada na **Equação 4**: o *spread* do *C-Bond* em relação ao rendimento do título do tesouro americano, o *US Treasury*.

Apesar de a literatura aconselhar vários indicadores para explicar a percepção de risco soberano, é preciso utilizar um critério parcimonioso. Decidiu-se por estimar uma equação para explicar o *spread* do *C-Bond* 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 candidatas à explicação do *prêmio de risco* foi então construído, envolvendo a Dívida Líquida do Setor Público⁴ sobre o PIB, Déficit Primário do Setor Público sobre PIB, Reservas sobre PIB, Saldo em Transações Correntes

⁴ Interna, Externa e Total.

sobre PIB, Importações sobre Reservas, Corrente de Comércio sobre PIB e algumas variáveis *dummy* para explicar tanto momentos de contágio devidos a choques internacionais quanto momentos de choque doméstico.

Desejando-se utilizar um critério parcimonioso, foi preciso ater-se às variáveis que se mostrassem relevantes evitando-se, no entanto, a tendência de sobrestimação, principalmente no que tangia à inclusão das variáveis *dummy* que captavam momentos de choques internacionais e domésticos.

No melhor modelo estimado, os indicadores Reservas sobre PIB, Dívida Líquida do Setor Público sobre o PIB e Saldo em Transações Correntes sobre PIB se mostraram significantes e representativos das 3 classes de indicadores mencionados: de solvência/liquidez, fiscais e de comércio exterior, respectivamente. Para captar os efeitos de choques, foram utilizadas *dummies* de pulso para as crises do México, cujos maiores efeitos foram sentidos em janeiro de 1995, Moratória da Rússia em agosto de 1998 e ataque especulativo ao Real em dezembro de 1998, que culminou na mudança de regime cambial no mês seguinte. Na **Equação 6**, pode-se verificar a especificação utilizada.

$$SCBond_t = a_0 + a_1 \cdot SCBond_{t-1} + a_2 \cdot \Delta Res / PIB_t + a_3 \cdot \Delta DLT / PIB_t + a_4 \cdot \Delta TCor / PIB_t + \sum_j a_j \cdot DUMMY_j + \eta_t \quad (6)$$

onde: **Res/PIB_t** é a razão do nível de Reservas Internacionais sobre PIB acumulado de 12 meses, no período *t*;

DLT/PIB_t é a razão da Dívida Líquida Total do Setor Público sobre PIB acumulado de 12 meses, no período *t*;

TCor/PIB_t é a razão do Saldo de Transações Correntes acumulado de 12 meses sobre PIB acumulado de 12 meses, no período *t*;

DUMMY_j é uma variável *dummy* valendo 1 nos períodos de choques (Jan/95, Ago/98 e Dez/98) e 0 nos demais períodos;

η_t é um componente de erro, supostamente ruído branco.

A intuição conduz ao raciocínio de que quanto maior o nível de Reservas Internacionais, maior a capacidade de honrar os compromissos assumidos a economia terá. 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. Na **Tabela 2** são mostrados os resultados da estimação.

Método: OLS		Amostra: Julho/1994 à Abril/2001		
Variável	Valor Estim.	D. Padrão	t	Valor P
<i>Cte</i>	0,006	0,003	2,256	0,027
<i>SCBond_{t-1}</i>	0,896	0,034	26,342	0,000
$\Delta Res / PIB_t$	-0,503	0,125	-4,038	0,000
$\Delta DLT / PIB_t$	0,117	0,045	2,599	0,011
$\Delta TCor / PIB_t$	-0,779	0,446	-1,747	0,085
<i>DUMMY_{Jan/95}</i>	0,018	0,006	2,985	0,004
<i>DUMMY_{Ago/98}</i>	0,025	0,006	4,088	0,000
<i>DUMMY_{Dez/98}</i>	0,016	0,006	2,625	0,011

$R^2 = 0,916$
 $R^2_{\text{ajust.}} = 0,908$

Tabela 2 Resultados Estimados Para a Equação 6

A estimação da equação do risco soberano, mesmo com a necessidade de se colocar algumas dummies, apresentou resultados intuitivos e robustos. Os resultados indicam que melhorando as contas públicas e diminuindo o déficit de transações correntes o risco soberano do Brasil diminui.