

# A TAXA DE JUROS DE EQUILÍBRIO: UMA ABORDAGEM MÚLTIPLA

Pedro Calhman de Miranda<sup>§</sup>  
Marcelo Kfouri Muinhos<sup>§</sup>

## RESUMO

O objetivo desse trabalho é estimar a taxa de juros de equilíbrio para o Brasil utilizando o maior número possível de métodos diferentes, com vistas a utilizar toda a informação disponível sobre esse tópico. Os métodos examinados incluem: taxas médias históricas, modelos estruturais, juros de longo prazo da economia, e câmbio. Independentemente do método escolhido, as taxas de juros de equilíbrio para o Brasil apresentam resultados elevados em relação aos encontrados para o resto do mundo. Além disso, foi estimado um painel com 13 países emergentes tentando relacionar o risco soberano da dívida com a taxa de juros praticada por estes países. Uma subamostra, contendo somente os países latino-americanos é apresentada para se verificar se as altas taxas de juros são um fenômeno regional ou abrange todos os países emergentes.

**Palavras-chave:** taxa real de juros, prêmio de risco, taxa de câmbio nominal.

## ABSTRACT

The purpose of this paper is to estimate the equilibrium real interest rate for Brazil using different approaches, in order to incorporate all the available information on the topic. The methods used are: historical interest rates, structural models, a long-run growth model, and through the exchange rate. For all these methods, the estimated equilibrium rates for Brazil were high relative to those found for the rest of the world. Also, a panel with 13 countries was estimated to examine the relationship between interest rates and the sovereign risk premium. A sub-panel of Latin-American countries was also examined.

**Key words:** taxa de juros real de equilíbrio, prêmio de risco, hiato do produto.

**JEL classification:** E43, F34.

\* Gostaríamos de agradecer as estimativas dos painéis feitas por Flávia Mourão Graminho. As idéias contidas no texto representam o ponto de vista dos autores, não refletindo a visão do Banco Central ou a de seus membros.

§ Departamento de Pesquisas, Banco Central do Brasil. E-mails: pmiranda@stanford.edu e marcelo.muinhos@bcb.gov.br.  
Recebido em maio de 2003. Aceito em julho de 2004.

## 1 INTRODUÇÃO

Para a condução da política monetária com o instrumento da taxa de juros é desejável saber se as taxas que estão sendo praticadas ou propostas estão, no médio prazo, acima ou abaixo da taxa de juros de “equilíbrio” da economia, definida como a taxa compatível com a economia no seu produto potencial (hiato do produto zero). As altas taxas de juros praticadas no Brasil desde 1991 (veja na Tabela 2 da seção 4) são um desafio à política macroeconômica e precisam ser explicadas. Alguns analistas justificam que o alto endividamento do setor público faz com que os agentes exijam um alto prêmio para financiar o governo. Também se suspeita que, com a insuficiência crônica de poupança doméstica, há necessidade de se estimular, com taxas de juros mais atrativas, tanto os agentes domésticos como os externos a investirem no País. O modo mais direto de calcular a taxa de equilíbrio é utilizando a equação IS<sup>1</sup> do modelo estrutural da economia. Porém, se a economia estiver em um período de transição para um novo regime monetário e cambial, as estimativas feitas com base em dados de períodos anteriores podem não ser corretas.

O objetivo deste trabalho é explorar o maior número possível de métodos para estimar a taxa de juros de equilíbrio, com vistas a utilizar toda a informação disponível sobre esse tópico. Os métodos examinados incluem: taxas médias históricas, modelos estruturais, juros de longo prazo da economia, e câmbio. Além disso, foi estimado um painel com 13 países emergentes numa tentativa de relacionar o risco soberano da dívida com a taxa de juros praticada por estes países. Uma subamostra contendo apenas os países latino-americanos é apresentada para se verificar se as altas taxas de juros são um fenômeno regional ou abrange todos os países emergentes.

O texto é subdividido da seguinte forma: no item 2 são feitas estimativas da taxa de juros por meio da curva IS. No item 3, utiliza-se novamente a curva IS para determinar os juros reais de equilíbrio, mas procura-se concentrar a análise no período após a mudança do regime cambial e da adoção da política de metas para a inflação. No item 4 são apresentados os valores históricos de taxa de juros para uma grande amostra de países desde 1960. Já no item 5, os juros reais de equilíbrio são baseados nos modelos de crescimento de longo prazo, seguindo a tradição iniciada por Ramsey. No item 6 é feita uma análise empírica relacionando as taxas de juros com o risco dos títulos soberanos de uma série de países, enquanto que no item 7 são feitas estimativas em painéis com séries de tempo, comparando as taxas de juros com o risco desses títulos.

## 2 RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DA IS

Pode-se definir a taxa de juros de equilíbrio ou de *steady-state* como aquela em que o hiato do produto é zero. Analiticamente, a partir da equação da IS

$$h = f(h_{-t}, r, x)$$

tem-se

$$0 = f(0, r^*, x)$$

onde  $h$  é o hiato e  $x$  representa o conjunto de variáveis explicativas na IS.

<sup>1</sup> Dentro da tradição keynesiana, a curva IS é aquela que mostra os pontos de equilíbrio do mercado de bens e o mercado financeiro dentro de um diagrama renda&juros. Para mais detalhes de como a curva IS entra nos modelos estruturais de pequeno porte do Banco Central do Brasil ver Bogdanski, Tombini e Werlang (2000).

Blinder (1998) cita Bomfim (1997) como um exemplo de trabalho que realiza a estimação da taxa de juros de equilíbrio por meio de modelos estruturais. Bomfim utiliza o modelo MPS do Federal Reserve Board, um modelo de grande escala com mais de 100 equações comportamentais, mais de 200 identidades e mais de 100 variáveis exógenas. O autor calcula a taxa de juros de equilíbrio utilizando os valores correntes das variáveis exógenas a cada período. Dessa forma, ele constrói uma série de taxas de juros de equilíbrio ao longo do tempo. A série é trimestral, abrangendo o período 1968 a 1994, e a média da taxa nominal de juros de equilíbrio é de 8,4%. Blinder (1998) utiliza um índice de inflação para gastos de consumo pessoal para deflacionar a série de Bomfim, encontrando uma taxa real média de 2,8% para os Estados Unidos nesse período.

A maneira mais direta de obter  $r^*$  é estimando a IS. O Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil já estimou a IS para a economia brasileira em dois períodos: 1992-99 e 1980-2000. A estimativa da IS de 1992-99 é muito influenciada pelo período de câmbio fixo, em que as taxas de juros foram mantidas altas por causa do ambiente internacional desfavorável. É razoável supor que os parâmetros tenham mudado com o novo regime de câmbio flutuante. Portanto, o valor para a taxa de equilíbrio resultante da estimativa da IS é muito alto. De fato, na estimativa da IS para o modelo estrutural do Banco Central optou-se por arbitrar um valor para a taxa de juros de equilíbrio para calibrar a IS.<sup>2</sup>

Para o período de 1980 até o primeiro trimestre de 2000 estimou-se um total de dez especificações para a IS.<sup>3</sup> As especificações se diferenciam na escolha da série do produto (PIB, Produção Industrial, Utilização da Capacidade Instalada da Fiesp e da FGV, e Consumo de Energia) e dos índices de inflação utilizados (IPCA e IGP). O produto potencial foi calculado por meio do filtro *Hodrick-Prescott*. A curva estimada foi a seguinte:

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 h_{t-1} + \gamma_2 (i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \gamma_3 (\theta_{t-1}) + \gamma_4 (TOT_{t-1}) + \gamma_5 D1_t + \gamma_6 D2_t + \gamma_7 D3_t + \eta_t \quad (1)$$

onde  $h$  é o hiato do produto,  $i$  é a taxa Selic acumulada no trimestre,  $\pi$  é a taxa de inflação acumulada no semestre,  $\theta$  é a taxa média de câmbio real do trimestre,  $TOT$  são os termos de troca obtidos pela FUNCEX, e  $D1$ ,  $D2$  e  $D3$  são *dummies* sazonais.

Pode-se calcular uma taxa de juros de equilíbrio por meio da seguinte fórmula:

$$r^* = -\frac{\gamma_0 + \bar{D} + \gamma_5 \theta_t + \gamma_6 TOT_t}{\gamma_2} \quad (2)$$

onde  $\bar{D}$  é a média dos coeficientes de sazonalidade. Os resultados das estimativas estão no Anexo 1, sendo que as taxas de juros reais de equilíbrio encontram-se no intervalo entre 4% e 7%.

O Anexo 2 apresenta um gráfico com a série de taxa de juros de equilíbrio. A especificação da IS é aquela que utiliza o PIB trimestral do IBGE como indicador de produto e o IPCA do IBGE como índice de inflação. A taxa de equilíbrio apresenta enorme variabilidade, o que também ocorre com a série de Bomfim. Toda essa variabilidade resulta de mudanças na taxa de câmbio e nos termos de troca. Por exemplo, o crescimento da taxa de equilíbrio de 1995 até o início de 1997, e sua queda posterior, reflete os movimentos dos termos de troca no período, em uma fase de estabilidade da taxa de câmbio. A desvalorização cambial do início de 1999 está refletida em um pequeno reaquecimento da taxa de equilíbrio no período seguinte, tendo o impacto da desvalorização sido parcialmente compensado pela continuada deterioração dos termos de troca.

<sup>2</sup> Veja Bogdanski *et al.* (00)

<sup>3</sup> Veja "Memória de Cálculo do Modelo de Longo Prazo", da Equipe de Estimação do DEPEP.

O gráfico supracitado apresenta uma taxa de juros de equilíbrio, dados os valores correntes das taxas de câmbio e dos termos de troca. Outra definição de juros de equilíbrio, que Bomfim denomina “de longo prazo”, seriam os juros consistentes com hiato nulo e câmbio real e termos de troca de equilíbrio. A dificuldade neste caso reside em calcular ou mesmo definir o câmbio real e os termos de troca “de equilíbrio”. Isto, no entanto, não está no escopo deste *paper*, mas nas tabelas do Anexo 1 é apresentado um valor para os juros de equilíbrio, calculado por meio da substituição, na equação 2 acima, dos valores médios dos termos de troca e da taxa de câmbio real. A fórmula utilizada é a seguinte:

$$r^* = -\frac{\bar{D} + \gamma_3 \bar{\theta} + \gamma_4 \bar{TOT}}{\gamma_2} \quad (3)$$

onde  $\bar{D}$  é a média dos coeficientes de sazonalidade, e  $\bar{\theta}$  e  $\bar{TOT}$  são os valores médios dessas variáveis ao longo do período de estimação.

A grande variabilidade na taxa de equilíbrio ao longo do tempo demonstra as limitações desse método. Os parâmetros estimados para o período de 1980 a 2000 não capturam adequadamente as mudanças sofridas pela economia brasileira nesse intervalo, em especial a abertura econômica e a estabilização.

### 3 ESTIMAÇÃO DA IS DE 1999 A 2002

Para se ter uma idéia do formato da IS após a desvalorização de 1999 foi estimada uma IS para o período que vai do primeiro trimestre de 1999 até o segundo trimestre de 2002, que é o período mais recente para o qual há dados do PIB. A especificação escolhida foi a que utiliza o PIB e o IPCA. Além disso, utilizaram-se alguns coeficientes obtidos na estimação de 1980-2000. Desse modo, a regressão continha 14 observações. Foram estimadas três diferentes regressões, variando o número de coeficientes “fixados”, conforme segue:

$$h_t^1 = 0,53h_{t-1} + \alpha_1(i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \alpha_2(\theta_{t-1}) + \alpha_3(TOT_{t-1}) - 1,60D1_t + 6,63D2_t + 4,08D3_t + \eta_t \quad (4)$$

$$h_t^2 = 0,53h_{t-1} + \beta_1(i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \beta_2(\theta_{t-1}) + 4,21(TOT_{t-1}) - 1,60D1_t + 6,63D2_t + 4,08D3_t + \omega_t \quad (5)$$

$$h_t^3 = 0,53h_{t-1} + \gamma_1(i_{t-1} - \pi_{t-1}) - 0,025(\theta_{t-1}) + 4,21(TOT_{t-1}) - 1,60D1_t + 6,63D2_t + 4,08D3_t + \mu_t \quad (6)$$

onde  $h_t$  é o hiato do produto,  $i_t$  é a taxa Selic acumulada no trimestre,  $\pi_t$  é a inflação acumulada no trimestre pelo IPCA centrado,  $\theta_t$  é um índice de câmbio real, obtido pela média no trimestre das taxas mensais,  $TOT_t$  é um índice dos termos de troca obtidos pela Funcex, e D1, D2 e D3 são *dummies* sazonais. Os dados estão todos em *logs*.

Os resultados apresentados na Tabela 1 são relativamente similares aos das regressões com amostra desde 1980, que se encontram no Anexo 1. A taxa de equilíbrio situa-se entre 4,5% e 5%.

Tabela 1 – Resultados das estimativas da IS de 1999-2002

	(4)	(5)	(6)
Juros	7,49	-4,32*	-4,51**
Câmbio	-0,82	-0,22	Fixado em -0,02
Termos de Troca	-7,91	Fixado em 4,21	Fixado em 4,21
R <sup>2</sup>	0,65	0,64	0,63
Juros de Equilíbrio	4,56	4,58	4,57

(\*) significativo a 10%; (\*\*) significativo a 5%.

## 4 TAXAS MÉDIAS

As taxas de juros praticadas historicamente também fornecem uma estimativa para a taxa de equilíbrio. Embora em determinados períodos os juros praticados possam estar acima ou abaixo de equilíbrio, espera-se que as taxas praticadas ao longo do tempo se aproximem das taxas de equilíbrio. Conforme Blinder (1998): “...durante um longo período histórico... as defasagens serão superadas, os fenômenos transitórios perderão importância e os choques aleatórios têm média zero durante longos períodos de tempo.” Foram obtidas séries de juros nominais e de inflação do Banco de Dados - IFS do FMI para diversos países. Para permitir comparações com a taxa Selic optou-se por utilizar como taxa de juros nominais as *Money Market Rates* (MMR), que representam as taxas de juros no mercado interbancário. O índice de preços escolhido foi o *Consumer Price Index* (CPI).

A série anual de MMR reportada pelo IFS é construída utilizando-se a média aritmética dos dados mensais de MMR, e não a média geométrica. Além disso, a série de inflação anual da IFS é obtida tomando-se a média aritmética dos dados mensais. Estes, por sua vez, reportam a inflação sobre o mesmo mês do ano anterior. Para países com inflação alta e variável, estes métodos de cálculo introduzem uma distorção significativa. Portanto, para todos os países que tiveram, durante o período da amostra, inflação superior a 100% em algum ano, optou-se por construir novas séries para os juros e inflação. Para esses países, a série anual de juros foi construída por meio do uso da média geométrica dos dados mensais. A série anual de inflação foi construída reportando a variação do CPI entre dezembro do ano em questão e dezembro do ano anterior.

De posse da série de juros reais anuais para cada país, foram calculadas médias aritméticas para cada período de cinco anos e para todo o período da amostra. Estas seriam as estimativas para as “taxas de equilíbrio” de cada país. Tais informações estão resumidas na Tabela 2, a seguir.

Entre os países apresentados, destacam-se a Argentina e o Brasil como tendo as maiores taxas de juros médias. O México, por sua vez, apresenta taxas bem menores. Um motivo para as altas taxas médias do Brasil e Argentina é claramente o fato das séries, para esses países, começarem na década de 1980, período de taxas relativamente altas no mundo todo. Porém, isto não explica a maior parte da discrepância encontrada, visto que as taxas brasileiras e argentinas são elevadas mesmo para esse período. Para verificar a validade desses resultados, examinaram-se com mais atenção as séries de juros reais dos dois países, e que estão apresentadas no Anexo 3. Um primeiro passo para compreender esses resultados foi comparar a série do IFS para o Brasil com a série utilizada nas estimativas da IS expostas na seção 2, que também encontram-se no Anexo 3. Esta foi calculada utilizando como série de juros uma série da taxa Selic fornecida pelo Depec (Departamento de Economia do Banco Central), e como dados de inflação, a série do IPCA fornecida pelo IPEA. Esta série e a do IFS coincidem, em geral, apesar de haver algumas divergências nos anos de 1988 a 1990. A média para o Brasil com a nova série é 11,38%, uma diferença pequena em relação à média da série da IFS.

O Brasil e a Argentina apresentam valores discrepantes, principalmente em 1990 e em 1990-1991, respectivamente. Esses anos coincidem com períodos de grande instabilidade macroeconômica, particularmente no caso argentino. Já para o México, há taxas baixas no início da década de 1980 que podem explicar sua média baixa. Para compensar o efeito desses *outliers*, foram calculadas as estatísticas apresentadas no Anexo 3. Além da mediana, foram calculadas duas novas médias. Na primeira, retiraram-se da amostra as observações que estavam fora do intervalo de um desvio padrão em torno da média original, e calculou-se a média da amostra reduzida. Na segunda, retiraram-se as observações fora do intervalo de dois desvios em torno da média original. Levando em conta essas três estatísticas, conclui-se que os valores mais razoáveis para os juros médios nesse período são de aproximadamente 5% a 7% para o México, 10% a 20% para o Brasil, e 7% a 30% para a Argentina.

Tabela 2 – Taxas de juros reais históricas para países selecionados

Médias por Período	Total	1960-64	1965-69	1970-74	1975-79	1980-84	1985-89	1990-94	1995-99	2000-01
<b>Países Desenvolvidos</b>	<b>1.8</b>	<b>1.18</b>	<b>1.49</b>	<b>-1.23</b>	<b>-1.68</b>	<b>2.22</b>	<b>4.78</b>	<b>5.09</b>	<b>2.84</b>	
G7	1.84	1.61	1.70	-1.04	-1.85	2.98	4.68	4.13	2.53	
Alemanha	2.05	0.88	1.61	1.91	-1.45	3.28	3.51	4.34	2.09	2.27
Canadá	3.04	ND	ND	ND	-0.18	3.29	5.25	4.14	2.92	2.80
EUA	2.28	1.64	1.98	0.91	-0.87	4.49	4.38	2.56	2.95	2.52
França	1.83	0.03	1.96	0.56	-3.37	1.88	4.71	6.12	2.73(98-)	
Itália	2.41	ND	2.98(69)	-0.97	-2.39	2.10	6.23	5.87	3.72	1.75
Japão	1.47	3.91	1.62	-2.43	-0.66	3.52	3.47	2.84	0.11	0.88
Reino Unido	0.48	ND	=-1.43(69)	-6.24	-7.56	2.31	5.64	4.36	3.24	3.52
<b>Outros</b>										
Austrália	2.04	ND	ND	-2.23	-2.82	2.03	6.14	5.18	3.96	
Áustria	1.84	ND	1.15(67-)	-0.56	0.26	2.56	3.31	4.26	1.93	
Bélgica	1.61	0.82	0.15	-1.24	-1.08	2.75	4.04	5.20	2.21	
Dinamarca	3.74	ND	ND	.1.02(72-)	1.80	4.75	5.03	7.74	2.11	
Espanha	1.15	ND	ND	-4.66(74)	-5.27	2.23	5.72	6.29	2.88	0.88
Holanda	1.98	-0.20	0.69	-1.12	-0.58	2.85	5.04	4.79	1.30	
Irlanda	2.01	ND	ND	-1.44(71-)	-1.74	0.61	6.50	7.70	2.80	-0.33
Nova Zelândia	5.95	ND	ND	ND	ND	6.72(78-)	5.76	5.88	5.45	
Portugal	-0.58	ND	ND	ND	-5.29(78-)	-6.96	1.95	4.56	2.83	
Suécia	2.50	ND	3.21(66-)	-1.44	-1.37	2.05	5.05	6.00	4.47	2.02
<b>Médias por Período</b>	<b>1960-64</b>	<b>1965-69</b>	<b>1970-74</b>	<b>1975-79</b>	<b>1980-84</b>	<b>1985-89</b>	<b>1990-94</b>	<b>1995-99</b>	<b>2000-01</b>	
<b>Países Emergentes</b>	<b>0.33</b>	<b>0.17</b>	<b>-4.32</b>	<b>0.89</b>	<b>3.23</b>	<b>4.44</b>	<b>4.72</b>	<b>3.78</b>		
<b>Sudeste da Ásia</b>	<b>2.60</b>	<b>ND</b>	<b>3.76(68-)</b>	<b>-5.87</b>	<b>0.66</b>	<b>3.41</b>	<b>4.89</b>	<b>2.40</b>	<b>4.12</b>	
Coréia	4.75	ND	ND	ND	3.98(77-)	3.50	5.73	6.52	6.88	1.89
Honk Kong	-3.29	ND	ND	-6.89(74)	ND	ND	ND	-4.38(91-)	1.50	
Indonésia	1.69	ND	3.76(68-)	-3.19	-3.26	2.99	5.59**	3.01	6.99	1.54
Malásia	1.71	ND	ND		-0.37	0.61	3.20	2.86	2.46	1.50
Singapura	1.48	ND	ND	-5.39(72-)	2.80	4.00	3.92	1.11	2.39	1.52
Tailândia	3.88	ND	ND	ND	2.00(77-)	5.96	5.98	3.91	4.53	0.90
<b>América Latina</b>	<b>8.99</b>	<b>ND</b>	<b>ND</b>	<b>ND</b>	<b>ND</b>	<b>6.50</b>	<b>9.12</b>	<b>15.80</b>	<b>4.54</b>	
Argentina*	19.59	ND	ND	ND	ND	18.66	21.10	31.56	7.04	
Brasil*	11.38	ND	ND	ND	ND	7.54(81-)	5.72	13.06	20.55	10.03
Colômbia	6.23	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND	6.23	
México*	0.84	ND	ND	ND	ND	-15.15(82-)	-0.45	6.62	5.46	7.70
Uruguai	-0.12	ND	ND	ND	ND	ND	ND	-3.40(94)	3.17	
Venezuela*	-20.17	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND	-20.17(96-)	
<b>Outros</b>										
África do Sul	0.74	1.25	1.18	-2.15	-4.03	-0.28	-1.19	1.66	7.05	3.16
Índia	1.44	1.51	-5.18	0.67	8.87	-2.75	2.10	4.65	1.67	
Polônia*	2.87	ND	ND	ND	ND	ND	ND	-7.87(91-)	5.50	10.99
Rússia***	0.16	ND	ND	ND	ND	ND	ND	ND	0.16	
Turquia*	-1.50	ND	ND	ND	ND	ND	-9.37	-2.11	-2.70	8.19

Série anual de MMR (Money Market Rates) e da Inflação Anual pelo CPI (Consumer Price Index) do IFS. ND = Não Disponível \* Série anual de MMR construída pela Média Geométrica da Série Mensal do IFS, e Série Anual da Inflação construída pela Variação do CPI de Dezembro a Dezembro, utilizando a Série do CPI do IFS. Estas séries foram utilizadas para países com inflação superior a 100% em algum ano no período da amostra.

\*\* Não há dados para o ano de 1986.

\*\*\* Série anual de MMR construída pela Média Geométrica da Série Mensal do IFS, e Série de Variação do CPI de Dezembro a Dezembro do IFS.

## 5 TAXA DE JUROS EM MODELOS DE CRESCIMENTO DE LONGO PRAZO<sup>4</sup>

Uma perspectiva diferente sobre a taxa de juros de equilíbrio pode vir do exame do comportamento de longo prazo de uma economia. Uma economia evolui ao longo do tempo de acordo com as decisões de consumo e poupança dos seus habitantes; o *steady-state* para o qual a economia converge irá depender de parâmetros fundamentais, tais como a disposição dos habitantes para adiar consumo e o ritmo do progresso tecnológico. Observe que este conceito de equilíbrio diverge daquele centrado na IS: naquele, a fonte de desequilíbrio era a rigidez dos preços, e a transição demorava alguns trimestres; neste, a transição para o equilíbrio pode demorar anos ou décadas.<sup>5</sup>

Entre os diversos modelos em que essas questões podem ser examinadas destaca-se o modelo de crescimento de Ramsey. Na sua versão mais simples, tal modelo supõe uma economia fechada, famílias de vida infinita, com função de utilidade instantânea CRRA, e função de produção Cobb-Douglas. Para haver equilíbrio de estado estacionário, o progresso tecnológico deve ser *labor-augmenting*, isto é, a função de produção deve ter a forma  $Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}$ , onde  $A_t$  é um índice que representa o estado da tecnologia da economia. Neste modelo, tem-se que a taxa de juros no estado estacionário é dada por  $r^* = \rho + \theta x$ , onde  $\rho$  é a taxa de desconto intertemporal do consumidor representativa,  $\theta$  é o inverso da elasticidade de substituição intertemporal do consumo, e  $x$  é a taxa de crescimento do índice de tecnologia, e também a taxa de crescimento do produto *per capita* no estado estacionário. Se uma economia está acumulando capital *per capita* na trajetória para o estado estacionário, sua taxa de juros cai durante a transição. Se esta for a situação do Brasil atualmente, então se poderia tomar o valor da taxa de juros do estado estacionário como um piso para a taxa de juros reais da economia consistente com a trajetória de convergência implicada por esse modelo.

Barro e Sala-i-Martin (1995) sugerem, para a economia americana, os valores de  $x = 2\%$ ,  $\rho = 2\%$ , e  $\theta = 3$ , o que implicaria uma taxa de juros de longo prazo de 8%. Engel (1995) e Stockman e Tesar (1995) discutem esses parâmetros. Há estimativas para  $\theta$  bastante superiores a 3. Para o Brasil, Reis *et al.* (1998) e Issler e Piqueira (2000) estimaram esses parâmetros. Reis *et al.* encontram valores de  $\theta$  entre 3 e 5, mas os valores encontrados de  $\rho$  são implausivelmente altos. Issler e Piqueira estimam um modelo CCAPM para o Brasil (*consumption capital asset pricing model*) e reportam valores preferidos de  $\rho$  entre 5% e 10% e de  $\theta = 1,7$ . Estimativas contidas em da Silva Filho (2001) sobre a Produtividade Total dos Fatores (PTF) apontam para um valor de  $x$  um pouco acima de 2%. Tais estudos supõem uma função de produção da forma

$$Y_t = A_t \cdot K_t^\alpha \cdot L_t^{1-\alpha}$$

O crescimento da PTF é dado pela diferença entre o crescimento do produto e o crescimento dos fatores de produção,  $K$  e  $L$ . Estimativas contidas em da Silva Filho (2001) são de que  $A$  cresce à taxa de 0,96% ao ano. Porém, a função de produção suposta no modelo de Ramsey é

$$Y_t = K_t^\alpha \cdot (A_t \cdot L_t)^{1-\alpha} \Rightarrow Y_t = A_t^{1-\alpha} \cdot K_t^\alpha \cdot L_t^{1-\alpha}.$$

Observe que é  $A^{1-\alpha}$  cresce à taxa 0,96% ao ano quando a função de produção é colocada na forma suposta no modelo de Ramsey. Isto significa que a verdadeira taxa de crescimento da produtividade, indicada por  $x$ , é  $0,96\%/(1-\alpha)$ . A estimativa para  $\alpha$  da Pesquisa Nacional de Amostra por

<sup>4</sup> No longo prazo é lícito supor que as taxas de juros vigentes serão as de equilíbrio.

<sup>5</sup> Barro e Sala-i-Martin (1995) apresentam vários estudos empíricos sobre convergência para o *steady-state* entre regiões dos EUA, Japão e Europa, e concluem que a velocidade de convergência é tal que de 1,5% a 3% da diferença de renda *per capita* entre as regiões é eliminada a cada ano. Como se pode supor que essas economias estão tendendo para estados estacionários semelhantes, isto demonstra quão lenta pode ser a convergência.

Domicílio (PNAD) de 1999 do IBGE é de 0,57%. Substituindo este valor, temos que  $x$  é aproximadamente igual a 2,30%.<sup>6</sup>

O Anexo 4 apresenta diversas simulações da taxa de juros de equilíbrio para diferentes valores de  $\rho$ ,  $\theta$ , e  $x$ . A taxa de juros de equilíbrio varia de 6,7% a 15,3%. A interpretação desses números, porém, não é imediata. Nesse modelo simplificado da economia todos os agentes econômicos enfrentam a mesma taxa de juros em sua tomada de decisões. Na realidade, contudo, os diversos agentes econômicos enfrentam taxas de juros radicalmente diferentes. Além desse problema, deve-se lembrar que o modelo de crescimento apresentado acima é apenas um de muitos existentes na literatura. Certamente devido a essas questões não foi encontrado na literatura pesquisada nenhum texto aplicado que procurasse determinar as taxas de juros de equilíbrio utilizando tal método.

## 6 JUROS E CÂMBIO

Um efeito importante dos juros sobre a economia está no impacto sobre a taxa de câmbio. Esse efeito precisa ser levado em consideração quando se discute juros de equilíbrio. De fato, na IS a taxa de câmbio é uma variável explicativa, mas a taxa de juros de equilíbrio que se obtém da estimativa da IS, se praticada pelo banco central, afetaria a taxa de câmbio, por meio da condição de *Uncovered Interest Parity*. Esta condição relaciona as taxas de juros domésticas às taxas de juros externas, a expectativa de depreciação e o prêmio de risco.<sup>7</sup>

O prêmio de risco pode ser aproximado pelo *spread* sobre os títulos do Tesouro americano dos títulos nacionais lançados no exterior. Porém, há mais um componente da UIP, que é o prêmio de risco cambial. Este prêmio está relacionado ao papel de *hedge* do dólar no mercado futuro.<sup>8</sup> Portanto, o *spread* sobre o Tesouro dos títulos no exterior deve ser visto como um primeiro passo para a determinação do prêmio de risco. Esse *spread* tem um comportamento volátil ao longo do tempo, variando de acordo com as percepções dos agentes sobre as economias emergentes. A Tabela 3 resume a trajetória do *spread* para diversos países antes e após as crises econômicas, utilizando o *Emerging Markets Bonds Index* (EMBI+), do J. P. Morgan (no Anexo 5 há uma tabela com médias semestrais do *spread* para todos os países que compõem o EMBI+).

O *spread* do EMBI+ para um dado país é calculado a partir de uma média ponderada dos *spreads* de todos os títulos daquele país no exterior que respeitam certas condições de liquidez e volume negociado. Portanto, para o Brasil o EMBI+ inclui títulos de diversos vencimentos, além dos títulos *Brady*, que têm uma estrutura complicada, além de algumas restrições no mercado internacional. Por isso, é desejável utilizar o *spread* de um título brasileiro que tenha liquidez e vencimento relativamente próximo como *proxy* para o prêmio de risco. Os *Global Bonds* são boas opções, porque são títulos de estrutura simples e bastante líquidos.<sup>9</sup> Os *spreads* médios entre os dias 1 e 14 de dezembro de 2000 de alguns *Globals* foram: BR 01 – 160, BR 04 – 524 e BR 07 – 598.

6 Esse valor pode estar subestimado, porque as estimativas para a do PNAD não consideram o capital humano. Veja Barro e Sala-i-Martin (1995, p. 79). Por outro lado, também se argumenta que a pode estar sobreestimada, devido à economia informal.

7 Para uma discussão da UIP estimada para o Brasil pelo DEPEP, veja Bogdanski *et al.* (2000).

8 Garcia e Olivares (1999) discutem o prêmio de risco cambial. Eles mostram, utilizando dados do mercado futuro de câmbio, que o prêmio de risco cambial tem magnitude menor e correlação positiva com o que os autores chamam de “risco-Brasil”, que é o equivalente ao prêmio de risco neste trabalho. Uma diferença é que Garcia e Olivares calculam o “risco-Brasil” via UIP, e não por meio de uma medida independente como o *spread*.

9 Aparentemente, o BR01 não tem muita liquidez.

Tabela 3 – Evolução dos *spreads* após as crises para países selecionados (EMBI+)

Países	Médias mensais						
	Vale até	Pico após	Vale de 1/95-	Pico após	Vale de	Pico após	Vale de 9/98
	11/94	“Tequila” (12/94)	09/97	“Ásia” (10/97)	11/97-9/98	Rússia (8/98)	em diante
Argentina	346(1/94)	1741(3/95)	289(8/97)	542(11/97)	399(3/98)	1080(9/98)	538(3/00)
Brasil	778(10/94)	1450(3/95)	371(8/97)	642(11/97)	465(3/98)	1449(1/99)	653(3/00)
México	294(1/94)	1865(3/95)	314(8/97)	456(11/97)	373(3/98)	950(9/98)	327(3/00)
Venezuela	667(1/94)	2240(3/95)	303(9/97)	504(1/98)	433(3/98)	2118(9/98)	775(9/00)
Filipinas	276(1/94)	726(3/95)	156(2/97)	443(1/98)	349(3/98)	ND	325(12/99)
Bulgária	1491(10/94)	2241(3/95)	497(9/97)	708(11/97)	507(4/98)	1367(9/98)	616(2/00)
Polônia	560(10/94)	922(3/95)	145(6/97)	240(11/97)	182(5/98)	339(9/98)	206(1/99)
Rússia	ND	ND	470(9/97)	783(11/97)	559(12/97)	5914(10/98)	886(8/00)

Fonte: J. P. Morgan.

## 7 PAINEL DE JUROS E RISCO

A fim de avaliar o impacto do *spread* sobre o juro foi realizado um estudo de painel com efeitos fixos envolvendo 13 países emergentes: Argentina, Brasil, Bulgária, Colômbia, Equador, Coréia, México, Peru, Filipinas, Polônia, Rússia, Turquia e Venezuela. Como variáveis explicativas, utilizaram-se a variação do prêmio de risco (EMBI+), a variação do câmbio, e a taxa de juros defasada. Foi utilizada a metodologia de regressões aparentemente não correlacionadas (SUR), que estima os parâmetros do sistema levando em conta a existência de heteroscedasticidade e correlação contemporânea entre os erros das equações. Os coeficientes estimados, com seus respectivos desvios padrões, estatísticas *t* e valores *p* podem ser encontrados na Tabela 4.<sup>10</sup>

Os resultados da Tabela 4 confirmam que há uma correlação positiva entre o risco-país e a taxa de juros. De acordo com a regressão apresentada nesses países, um aumento de 100 pontos-base no risco acarreta um aumento 289 pontos-base na taxa de juros reais. Além disto, há um termo auto-regressivo para os juros, e que também foi significativo à primeira diferença do câmbio com sinal negativo. A explicação para esta relação pode ser encontrada na UIP, pois segundo esta condição de arbitragem uma valorização da moeda é associada a um aumento dos juros.

A estimação de painel para os países emergentes tem como resultado dos efeitos fixos uma taxa média de juros de cerca de 8% quando são incluídos todos os países. A constante, para o Brasil, apresentou um resultado de 16% para o período. Já quando se considera o termo auto-regressivo e se calcula uma taxa de juros de longo prazo, de maneira semelhante ao que foi feito para a curva IS, o valor médio sobe para 12% no painel como um todo, e a constante para o Brasil apresenta um valor ainda mais alto, de aproximadamente 24%. O fator fixo para o Brasil foi o quarto

10 Não houve preocupação sobre a estacionariedade das variáveis, por entender que considerações sobre a co-integração dessas variáveis iriam além do escopo deste trabalho, pois neste caso o painel a ser considerado seria bem mais complexo, indo além do caráter exploratório deste trabalho, o que não significa que numa eventual continuação desta linha de pesquisa este assunto volte à baila.

mais elevado nesta amostra, abaixo apenas da Rússia, Turquia e Equador, países que sofreram crises cambiais e *default* nos últimos anos.

**Tabela 4 – Painel estimado países emergentes (variável dependente: Juros)**

Variável	Coeficiente	Desvio padrão	Estatística t	Valor p.
$\Delta$ EMBI+	2.8973	0.2629	11.0187	0.0000
JUROS(-1)	0.2481	0.0420	5.9139	0.0000
$\Delta$ CAMBIO	-1.6111	0.1006	-16.0110	0.0000
<b>Efeitos fixos</b>		<b>Taxa de juros de LP estimada</b>		
Argentina	0.0493		6.78%	
Brasil	0.1641		24.40%	
Bulgária	-0.0205		-2.68%	
Colômbia	0.0830		11.68%	
Equador	0.0458		6.28%	
Coréia	0.0187		2.52%	
México	0.1076		15.38%	
Peru	0.0886		12.51%	
Filipinas	0.0548		7.56%	
Polônia	0.0850		11.97%	
Rússia	0.2260		35.06%	
Turquia	0.2640		42.06%	
Venezuela	-0.0409		-5.30%	
$R^2$	0.7050			
$R^2$ ajustado	0.6892			

Não foi apresentada a estatística *t* individualmente para o painel, mas, com exceção do Equador, Coréia e Bulgária,<sup>11</sup> todos os demais foram significantes a menos de 1%. Foram efetuados testes de Wald para testar a hipótese de todos serem diferentes entre si e todos serem zero, rejeitando a hipótese nula (iguais entre si e a zero) a 1% de significância.

<sup>11</sup> As inclusões do Equador, Peru e Bulgária podem não ser apropriadas dada a pouca liquidez de seus títulos da dívida e característica especial da demanda (países onde houve substituição de moeda) por esses títulos.

**Tabela 5 – Painel estimado somente para a América Latina (variável dependente: Juros)**

Variável	Coeficiente	Desvio padrão	Estatística t	Valor p.
$\Delta EMBI+$	1.9968	0.2027	9.8495	0.0000
JUROS(-1)	0.5016	0.0477	10.5168	0.0000
$\Delta$ CAMBIO	-0.8459	0.1037	-8.1556	0.0000
<b>Efeitos fixos</b>		<b>Taxa de juros de LP estimada</b>		
Argentina	0.0365		7.33%	
Brasil	0.0948		19.03%	
Colômbia	0.0465		9.33%	
Equador	0.0078		1.5%	
México	0.0637		12.78%	
Peru	0.0558		11.20%	
Venezuela	-0.0270		-5.42%	
$R^2$	0.5781			
$R^2$ ajustado	0.5545			

Os dados do painel apenas para a América Latina apresentam resultados bastante similares (Tabela 5), apenas com o termo auto-regressivo mais alto e a diferença do câmbio apresentando um coeficiente menor. No caso do Brasil, o fator fixo passa a ser mais baixo (9% no curto prazo e 19% no longo prazo). Na média, o fator fixo para os países latino-americanos foi de 4% no curto prazo e de 8% no longo prazo, com o Brasil apresentando o resultado mais elevado. Foram efetuados os testes de Wald, como no painel amplo, e com resultado semelhante, e novamente só para o Equador o resultado não foi significante.<sup>12</sup>

## 8 CONCLUSÃO

Este trabalho procurou estimar a taxa de juros de equilíbrio para o Brasil utilizando todos os métodos sugeridos pelo exame da literatura econômica acerca do tema. O objetivo foi tentar esclarecer, por diversos ângulos, esta questão, permanecendo, todavia, a possibilidade de aprofundar o estudo usando qualquer um dos métodos apresentados.

As taxas de juros de equilíbrio para o Brasil, independentemente do método escolhido, apresentam resultados elevados em relação aos encontrados para o resto do mundo.

As estimativas em termos de curva IS apresentaram valores muito voláteis a depender da especificação, e padecem da crítica de Lucas, pois com a mudança de política cambial e monetária em 1999 os coeficientes da curva IS podem ter mudado. Já para o período reduzido após a quebra es-

<sup>12</sup> Pode ser considerado pouco intuitivo a constante negativa e significante da Venezuela, mas o resultado é consistente com a Tabela 2, em que este país apresenta, de 1996 ao ano 2000, taxa média de juros negativa, devido à inflação anual acima de 10%.

trutural de 1999, foram encontrados resultados robustos, em torno de 4,6%, para os juros de equilíbrio.

Enquanto os países desenvolvidos apresentaram uma taxa de juros reais média de 1,8% para o período de 1960 a 2001, e de 3,7% para as décadas de 1980 e 1990, os valores mais razoáveis para os juros médios, neste segundo período, são de aproximadamente 4% a 5% para o México, 11% a 14% para o Brasil, e 8% a 12% para a Argentina.

A análise em termos de modelos de crescimento de longo prazo, dependendo dos parâmetros utilizados para as preferências dos agentes e a taxa de crescimento da produtividade, apresenta um resultado para os juros de equilíbrio entre 6,7% e 15,3%.

Os modelos de painel estimados tanto para os países emergentes quanto para a América Latina mostram uma forte correlação entre os juros e o risco-país. O fator fixo para o Brasil, que pode ser interpretado como uma taxa de juros de longo prazo, apresentou resultados superiores a 20% no período 1994 a 2001.

## REFERÊNCIAS

- Barro, R. J.; Sala-i-Martin, X. *Economic growth*. McGraw-Hill, 1995.
- Blinder, A. *Central banking in theory and practice*. MIT Press, 1998.
- Bogdanski, J.; Tombini, A.; Werlang, S. Implementing inflation targeting in Brazil. *Working Paper Series 1*. Banco Central do Brasil, 2000.
- Bomfim, A. N. The equilibrium fed funds rate and the indicator properties of term-structure spreads. *Economic Inquiry* 35, p. 830-846, 1997.
- Engel, C. The forward discount anomaly and the risk premium: a survey of recent evidence. *NBER Working Paper Series 5312*, 1995.
- Equipe de Estimação do DEPEP. *Memória de cálculo do modelo de longo prazo*. Mimeografado.
- Garcia, Márcio G. P.; Olivares, Gino A. Prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real. *Texto para Discussão 409*. PUC-Rio, 1999.
- Issler, J.; Piqueira, N. Estimando a aversão ao risco, a taxa de desconto intertemporal, e a substitabilidade intertemporal do consumo no Brasil usando três tipos de função utilidade. *Ensaios Econômicos da EPG 387*, 2000.
- Reis, E.; Issler, J.; Blanco, F.; Carvalho, L. Renda permanente e poupança precaucional: evidências empíricas para o Brasil no passado recente. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 28, n. 2, p. 233-272, 1998.
- Silva Filho, T. da. Estimando o produto potencial brasileiro: uma abordagem de função de produção. *Trabalhos para Discussão 17*. Banco Central do Brasil, 2001.
- Stockman, A.; Tesar, L. Tastes and technology in a two-country model of the business cycle: explaining international comovements. *American Economic Review*, v. 85, n. 1, p. 168-185, 1995.

## ANEXO 1 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DA IS NO PERÍODO 1980-2000

	IPCA (Erro Padrão entre parênteses)				
	PIB	Prod. Ind.	UCI - Fiesp	UCI - FGV	Energia
Hiato (-1)	0,53 (0,09)	0,41 (0,09)	0,67 (0,08)	0,33 (0,09)	0,51 (0,09)
Juros (-1)	-4,40 (2,48)	-23,61 (4,85)	-0,12 (0,04)	-0,28 (0,05)	-7,13 (2,11)
Cambio Real (-1)	-0,02 (0,76)	6,27 (1,62)	0,03 (0,01)	0,05 (0,02)	1,97 (0,71)
Termos de Troca (-1)	4,21 (2,21)	18,53 (4,06)	0,10 (0,03)	0,25 (0,04)	5,70 (1,71)
Dummy 1º Trim.	-1,6 (0,80)	-7,17 (1,33)	-0,02 (0,01)	-0,03 (0,01)	-1,21 (0,43)
Dummy 2º Trim.	6,63 (0,63)	3,97 (1,85)	-0,02 (0,01)	NS	NS
Dummy 3º Trim.	4,08 (0,73)	9,83 (1,46)	NS	NS	NS
N	89	82	82	82	82
R <sup>2</sup>	0,69	0,79	0,68	0,61	0,51
<b>Juros de Equilíbrio</b>	<b>4,61</b>	<b>6,74</b>	<b>6,44</b>	<b>7,19</b>	<b>7,11</b>

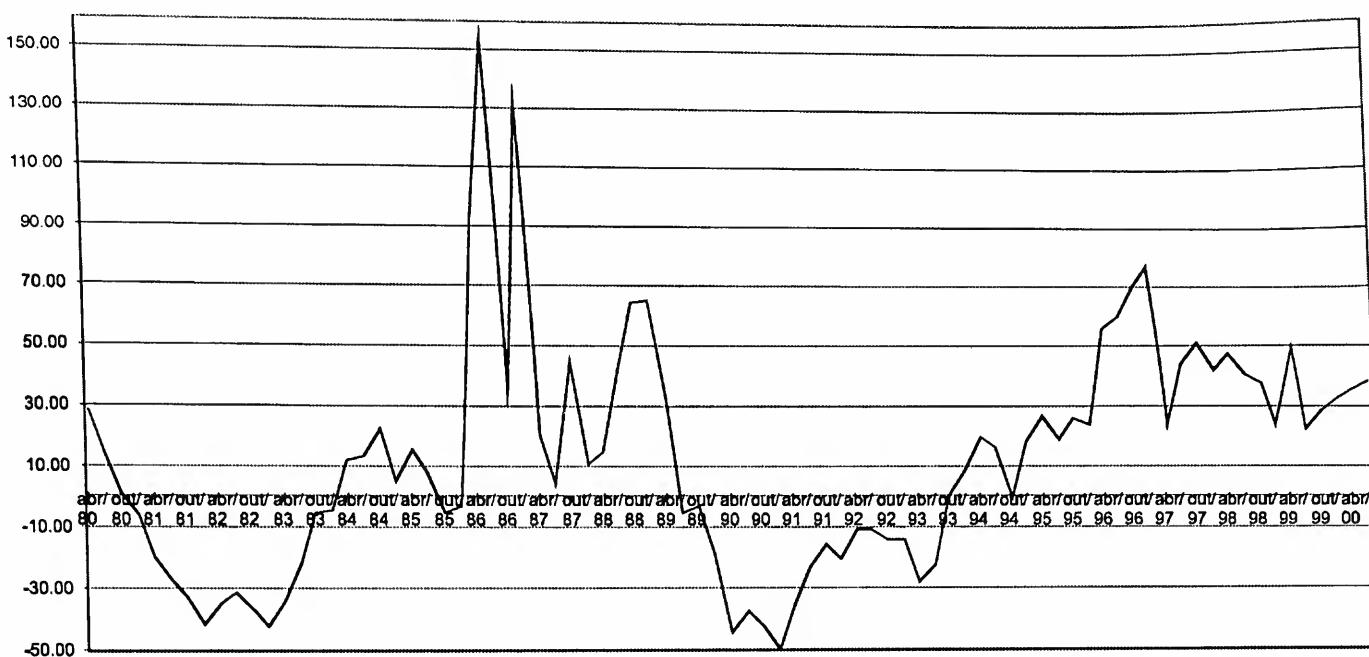
	IGP (Erro Padrão entre parênteses)				
	PIB	Prod. Ind.	UCI - Fiesp	UCI - FGV	Energia
Hiato (-1)	0,47 (0,09)	0,47 (0,09)	0,63 (0,07)	0,33 (0,09)	0,53 (0,09)
Juros (-1)	-10,51 (2,88)	-17,34 (4,90)	-0,14 (0,04)	-0,26 (0,05)	-6,37 (2,02)
Cambio Real (-1)	2,78 (1,18)	5,03 (1,92)	0,04 (0,01)	0,05 (0,02)	2,03 (0,80)
Termos de Troca (-1)	7,99 (2,36)	13,03 (4,00)	0,11 (0,01)	0,23 (0,04)	4,86 (1,60)
Dummy 1º Trim.	-1,91 (0,83)	-6,54 (1,40)	-0,22 (0,01)	-0,03 (0,01)	-1,16 (0,44)
Dummy 2º Trim.	6,20 (1,03)	4,96 (1,94)	-0,25 (0,01)	NS	NS
Dummy 3º Trim.	4,22 (0,75)	10,57 (1,53)	NS	NS	NS
N	82	82	82	82	82
R <sup>2</sup>	0,72	0,76	0,69	0,59	0,50
<b>Juros de Equilíbrio</b>	<b>5,17</b>	<b>4,89</b>	<b>3,91</b>	<b>5,80</b>	<b>5,67</b>

\* Série de juros reais utilizada na estimação da IS (veja seção 2) - Fonte: Depec para juros (taxa Selic) e Ipea para inflação (IPCA).

\*\* Média após retirar da amostra os valores fora do intervalo de 1 desvio padrão em torno da média original.

\*\*\* Média após retirar da amostra os valores fora do intervalo de 2 desvios padrões em torno da média original.

## ANEXO 2 - JUROS DE EQUILÍBRIOS 1980-2000



## ANEXO 3 – SÉRIES DE JUROS REAIS ANUAIS PARA ARGENTINA, BRASIL, E MÉXICO

Período	Argentina	Brasil	Brasil (Série IS)*	México
1980	(0.78)	ND	ND	ND
1981	20.21	(3.25)	(3.30)	ND
1982	(5.64)	7.11	6.28	(26.76)
1983	42.49	13.53	13.00	(12.88)
1984	37.04	12.77	11.71	(5.81)
1985	43.69	10.02	8.76	(0.92)
1986	27.47	(7.30)	(6.83)	(8.73)
1987	20.30	(2.25)	(4.61)	(24.59)
1988	11.68	7.17	(0.34)	8.97
1989	7.36	20.95	9.57	23.03
1990	173.78	(27.18)	(14.22)	5.58
1991	(16.36)	11.21	8.89	4.00
1992	(2.24)	35.28	32.98	6.15
1993	(1.00)	22.62	17.76	8.65
1994	3.64	23.37	18.65	8.71
1995	7.66	25.06	25.28	0.22
1996	6.17	16.28	16.38	4.54
1997	6.28	18.57	18.86	5.34
1998	6.11	27.18	26.69	6.78
1999	8.96	15.65	15.33	10.40
<b>Média</b>	<b>19,84</b>	<b>11,94</b>	<b>10,57</b>	<b>0,70</b>
<b>Mediana</b>	<b>7,51</b>	<b>13,53</b>	<b>11,71</b>	<b>4,94</b>
<b>Média Ajust. 1**</b>	<b>11,74</b>	<b>14,43</b>	<b>12,07</b>	<b>3,85</b>
<b>Média Ajust. 2***</b>	<b>11,74</b>	<b>14,11</b>	<b>11,95</b>	<b>4,00</b>

\*Série de juros reais utilizada na estimativa da IS (veja seção 2) Fonte: Depec para juros (taxa Selic) e Ipea para inflação (IPCA).

\*\*Média após retirar da amostra os valores fora do intervalo de 1 desvio padrão em torno da média original.

\*\*\*Média após retirar da amostra os valores fora do intervalo de 2 desvios padrões em torno da média original

**ANEXO 4 – SIMULAÇÕES DA TAXA DE JUROS DE EQUILÍBRIO DE ACORDO COM MODELOS DE CRESCIMENTO DE LONGO PRAZO**

$\theta$			
ρ	1,2	1,7	2,2
5	6,68	7,4	8,08
10	11,68	12,4	13,08

PTF = 0,7

$\theta$			
ρ	1,2	1,7	2,2
5	7,14	8,03	8,92
10	12,14	13,03	13,92

PTF = 0,89

$\theta$			
ρ	1,2	1,7	2,2
5	7,9	9,08	10,28
10	12,9	14,08	15,28

PTF = 1,2

## ANEXO 5 – SPREADS DOS TÍTULOS DOS PAÍSES DO ÍNDICE EMBI

Países	7/12/00	1998:1	1998:2	1999:1	1999:2	2000:1	2000:2
EMBI+	782	521	1093	1163	1061	789	708
EMBI+ ajust. Rússia	ND	ND	977	1038	928	717	674
África	1065	605	1028	956	890	922	1027
Ásia	511	387	564	255	267	295	424
Europa	1000	647	2109	2593	2182	1294	854
A. Latina	732	478	918	894	813	658	673
Sem A. Latina	895	618	1695	2000	1735	1113	786
Argentina	823	444	755	727	718	601	733
Brasil	782	529	1067	1135	938	721	729
Bulgária	858	576	964	876	802	697	755
Colômbia	783	ND	ND	670	603	609	724
Equador	1441	733	1444	1962	3330	3766	2035
México	395	405	746	650	564	387	349
Marrocos	543	418	775	711	590	445	482
Nigéria	2023	766	1527	1379	1419	1993	2177
Panamá	498	324	499	451	499	414	449
Peru	733	437	707	615	591	500	625
Filipinas	670	378	652	338	369	445	574
Coréia do Sul	240	429	558	246	208	185	211
Polônia	264	200	279	245	255	250	261
Rússia	1172	731	4226	4667	3298	1659	1000
Turquia	799	ND	ND	ND	515	408	535
Venezuela	940	487	1441	1147	957	896	833
EMBI+ sem ex-URSS e Equador	769	ND	ND	898	790	617	672
EMBI+ sem Rússia	709	ND	ND	835	752	626	648
EMBI+ sem Rússia e sem Equador	691	ND	ND	805	717	578	621
EMBI+ sem Equador	769	ND	ND	ND	ND	753	687
EMBI+ sem ex- URSS	782	ND	ND	ND	ND	659	695
EMBI+ sem ex- URSS e Equador e Nigéria	714	ND	ND	ND	ND	610	639

Fonte: J.P. Morgan.