

## Por que o Custo do Capital no Brasil é Tão Alto?\*

*José Luís Oreiro*\*\*

*Luiz Fernando Rodrigues de Paula*\*\*\*

*Guilherme Jonas Costa da Silva*\*\*\*\*

*Rafael Quevedo do Amaral*\*\*\*\*\*

**Resumo:** O presente artigo tem por objetivo explicar o elevado custo do capital no Brasil, apresentando algumas hipóteses a respeito do porque a taxa real de juros de curto-prazo e os *spreads* bancários são tão elevados. Nesse sentido, ao longo deste artigo pretendemos argumentar que o “problema do juro real” e o “problema do *spread* bancário” estão intimamente associados. Mais precisamente, iremos argumentar que uma causa importante do *spread* bancário elevado é o patamar elevado da taxa de juros de curto-prazo fixada pelo BCB. Dessa forma, o equacionamento definitivo do “problema dos juros” no Brasil, com a convergência da taxa real de juros de curto-prazo para os patamares observados nos demais países do mundo, deverá induzir uma redução expressiva do *spread* bancário, contribuindo assim para a redução do custo do capital na economia brasileira. Por sua vez, o “problema dos juros” decorre do fato de que operação da política monetária por parte do BCB é pouco eficaz no sentido de que a dinâmica da função de reação do BCB é tal que a taxa de juros SELIC acaba respondendo a variações da taxa nominal de câmbio. As variações do câmbio nominal, por sua vez, são um determinante importante da variação do IPCA, haja vista o peso dos preços administrados no cálculo do IPCA (30%) e o fato de que os preços administrados são, em larga medida, indexados pelo IGP-M e pelo IGP-DI, ambos extremamente sensíveis a variação da taxa nominal de câmbio. Nesse contexto, a inflação brasileira é predominantemente uma “inflação de custos” e, como tal, não deveria ser combatida por intermédio de elevações da taxa nominal de juros, mas por medidas que visassem diminuir a volatilidade da taxa de câmbio e a redução do efeito *pass-through* do câmbio para os preços como, por exemplo, a desindexação dos preços administrados com respeito a índices de preços que sejam muito sensíveis a variações da taxa nominal de câmbio. Além disso, deve-se ressaltar que a indexação de parte considerável da dívida pública federal pela SELIC reduz o efeito riqueza de elevações da taxa de juros, diminuindo assim o impacto de uma contração monetária sobre a taxa de inflação.

**Palavras-Chave:** Crescimento, Custo do Capital e Economia Brasileira.

**MARÇO DE 2007**

---

\* Artigo elaborado para o Conselho de Política Industrial da Confederação Nacional da Indústria.

\*\* Doutor em Economia (IE/UFRJ), Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná e Pesquisador do CNPq. E-mail: [joreiro@ufpr.br](mailto:joreiro@ufpr.br). Página Pessoal: [www.joseluisoreiro.ecn.br](http://www.joseluisoreiro.ecn.br).

\*\*\* Doutor em Economia (IE/Unicamp), Professor da FCE/UERJ e Pesquisador do CNPq. E-mail: [luizfpaula@terra.com.br](mailto:luizfpaula@terra.com.br).

\*\*\*\* Mestre em Desenvolvimento Econômico (PPGDE/UFPR), Doutorando em Economia (CEDEPLAR/UFMG) e Bolsista da FAPEMIG. E-mail: [guilhermejonas@yahoo.com.br](mailto:guilhermejonas@yahoo.com.br).

\*\*\*\*\* Mestrando em Desenvolvimento Econômico (PPGDE/UFPR) e Economista do Departamento Nacional de Produção Mineral/Ministério de Minas e Energia. E-mail: [quevedoam@yahoo.com.br](mailto:quevedoam@yahoo.com.br).

## 1 – Introdução.

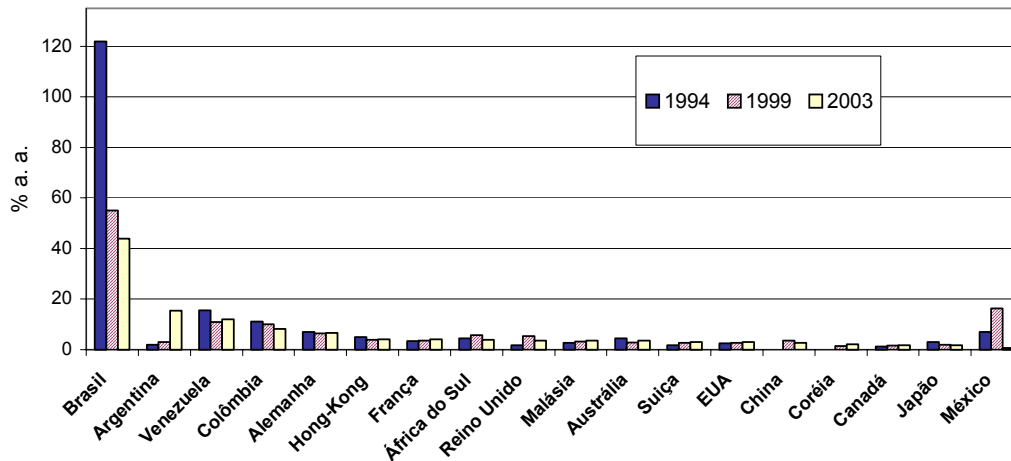
Nos últimos 25 anos a economia brasileira vem crescendo a uma taxa média de cerca de 2,6 % a.a, valor bastante inferior a média observada no período 1950-1980 e abaixo da taxa média de crescimento obtida por outros países emergentes como, por exemplo, Rússia, China e Índia. Tendo em vista um crescimento populacional da ordem de 1,5% a.a, o PIB per-capita tem crescido nos últimos anos a uma taxa pouco superior a 1% a.a. Nesse ritmo levará quase 70 anos para que a renda per-capita brasileira dobre de tamanho, igualando-se ao nível de renda per-capita prevalecente hoje em dia em países como Portugal e Espanha. Dessa forma, podemos afirmar que a economia brasileira se encontra numa situação de *semi-estagnação*.

Uma das causas dessa situação de semi-estagnação é, sem dúvida alguma, a reduzida formação bruta de capital fixo como proporção do PIB observada na economia brasileira. Conforme Oreiro *et al.* (2005), tomando-se como base a média da taxa de investimento observada na economia brasileira no período 1991-2003 (igual a 19,26% do PIB), a taxa de crescimento do produto real compatível com a estabilidade da taxa de inflação é de apenas 2,6% ao ano. Para que a economia brasileira pudesse crescer a uma taxa de 4,5% ao ano, no longo-prazo, sem gerar pressões inflacionárias, a taxa de investimento deveria aumentar para, pelo menos, 25,36% do PIB; ou seja, é necessário um aumento de 32% na formação bruta de capital fixo como proporção do PIB com respeito a média dos últimos 15 anos.

Nesse contexto, a pergunta relevante a ser feita é: como gerar um aumento dessa magnitude na formação bruta de capital fixo como proporção do PIB? Em outros termos, por que razão a taxa de investimento observada na economia brasileira não é suficiente para gerar um crescimento sustentado, não-inflacionário, na faixa de 4,5 a 5% ao ano?

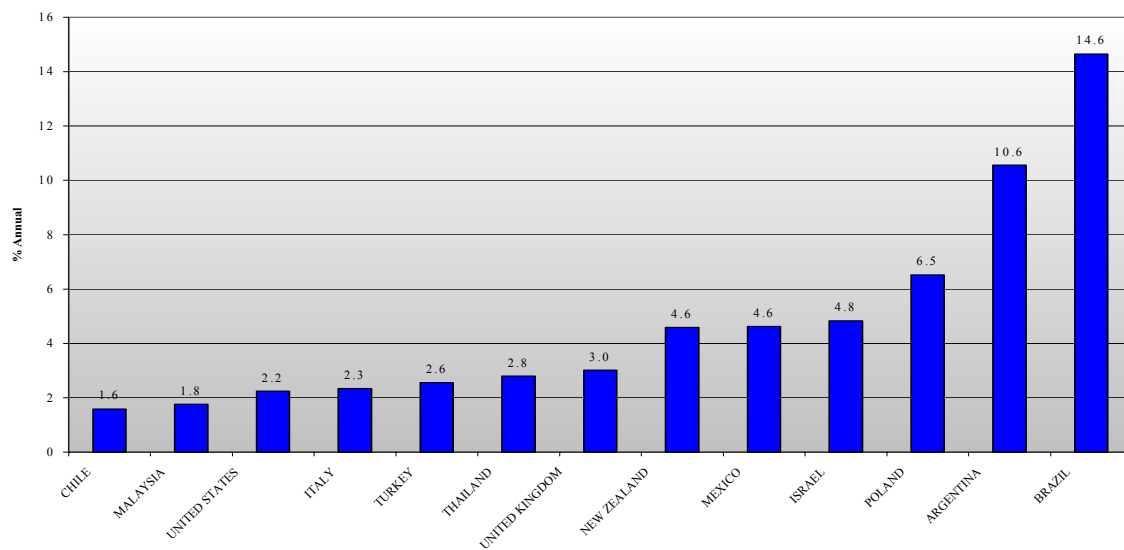
No que se refere aos limites existentes para a expansão da formação bruta de capital fixo, uma hipótese bastante aceita entre os economistas brasileiros é o elevado custo do capital. O Brasil é um país *sui-generis* nesse aspecto à medida que se notabiliza pelo fato de que é detentor da inglória posição de possuir a maior taxa real de juros do mundo (na média do período 1996-2002) e também o maior *spread* bancário do mundo, tal como pode ser observado pelas figuras 1 e 2 abaixo:

**Figura 1: Spread Bancário no Brasil e no Mundo**



Fonte: Silva, Oreiro e Paula (2006).

**Figura 2 Países Selecionados: Taxas Reais de Juros de Curto Prazo (Média 1996-2002).**



Fonte: Holland (2006).

O conceito relevante de custo do capital para a avaliação dos projetos de investimento é o assim chamado custo médio ponderado do capital (*weighted average cost of capital* – WACC) que consiste numa média entre o custo de oportunidade do capital

próprio e o custo do capital de terceiros, ponderados pela participação de cada uma dessas fontes de financiamento no passivo total das empresas.

O custo de oportunidade do capital próprio, por sua vez, consiste na soma entre a taxa de retorno dos investimentos livres de risco e o prêmio de risco que os investidores exigem para investir na empresa. No Brasil, a opção de aplicação financeira com maior liquidez e menor risco de *default* é a compra de títulos públicos pós-fixados, as assim chamadas *Letras Financeiras do Tesouro* (LFT). Uma característica importante das LFT's é que o seu valor nominal é indexado pela taxa Selic fixada pelo BCB nas reuniões do Conselho de Política Monetária. Dessa forma, o seu valor de mercado não sofre alterações em virtude de mudanças da taxa nominal de juros, ou seja, a *duration* desses títulos é igual a zero, o que lhes confere um elevado grau de liquidez<sup>1</sup>. Nesse contexto, a elevada taxa real de juros de curto-prazo - ou seja, a taxa real de retorno dos ativos livres de risco - prevalecente na economia brasileira estabelece um piso muito alto para o custo de oportunidade do capital próprio.

O segundo elemento do custo do capital é o *custo do capital de terceiros*. O capital de terceiros pode ser obtido de duas formas: por intermédio da venda de títulos no mercado de capitais ou por intermédio da obtenção de empréstimos junto ao sistema bancário. O tamanho reduzido do mercado de capitais no Brasil – como se pode observar por intermédio da Tabela 1 abaixo – faz com que o financiamento por intermédio da colocação de títulos no mercado de capitais seja pouco relevante, tornando os empréstimos bancários (e do BNDES) praticamente a única fonte disponível de capital de terceiros para as empresas brasileiras.

---

<sup>1</sup> Segundo Carneiro e Wu (2005), a *duration* pode ser definida como o tempo necessário de retenção de um título no portfólio do investidor para que o mesmo não sofra perdas advindas de uma elevação da taxa de juros. No caso das LFT's, a indexação do preço nominal desses títulos pela Selic faz com que o preço de mercado desses títulos nunca seja reduzido em função de um aumento da taxa de juros; de forma que a sua *duration* é igual a zero. Em outras palavras, o prazo mínimo de retenção do título para se evitar perdas de capital é igual a um dia.

**Tabela 1: Indicadores do Tamanho do Mercado de Capitais em Países Selecionados**

	Brasil		União Européia		Japão		EUA	
	1997	2003	1995	2002	1995	2002	1995	2002
PIB (US\$ bilhões)	804	493	8.427	8.657	5.114	3.973	7.254	10.481
Capitalização Bursátil (% PIB)	31,8%	44,7%	44,8%	66,2%	71,7%	52,7%	94,5%	105,5%
Títulos de Dívida Privados (% PIB)	3,7%	4,7%	45,8%	91,2%	36,7%	52,2%	59,2%	138,5%
<b>Sub-Total (% PIB)</b>	<b>35,5%</b>	<b>49,4%</b>	<b>90,6%</b>	<b>157,4%</b>	<b>108,4%</b>	<b>104,9%</b>	<b>153,7%</b>	<b>244,0%</b>

Fonte: IFS, FMI, OECD

Em função dos elevados *spreads* cobrados pelo sistema bancário brasileiro, o custo dos empréstimos bancários para as empresas é elevadíssimo, aumentando assim o custo do capital de terceiros e contribuindo, portanto, para o elevado custo do capital observado na economia brasileira.

Isso posto, o presente artigo tem por objetivo avançar na direção de explicar o problema do elevado custo do capital no Brasil, apresentando algumas hipóteses a respeito do porque a taxa real de juros de curto-prazo e os *spreads* bancários são tão elevados. Nesse sentido, ao longo deste artigo pretendemos argumentar que o “problema do juro real” e o “problema do *spread* bancário” estão intimamente associados. Mais precisamente, iremos argumentar que uma causa importante do *spread* bancário elevado é o patamar elevado da taxa de juros de curto-prazo fixada pelo BCB. Dessa forma, o equacionamento definitivo do “problema dos juros” no Brasil, com a convergência da taxa real de juros de curto-prazo para os patamares observados nos demais países do mundo, deverá induzir uma redução expressiva do *spread* bancário, contribuindo assim para a redução do custo do capital na economia brasileira.

Sendo assim, a pergunta fundamental a ser formulada é a seguinte: por que a taxa real de juros de curto-prazo é tão elevada no Brasil<sup>2</sup>? Essa é uma pergunta que tem preocupado os economistas brasileiros desde a publicação do artigo seminal de Bresser e Nakano na Revista de Economia Política em 2002<sup>3</sup>. Segundo esses autores, o conservadorismo excessivo do Banco Central do Brasil na condução da política monetária, traduzido numa elevada taxa nominal de juros de curto-prazo, terminava por sinalizar para os investidores internacionais um grande risco de *default* da dívida pública (tanto a dívida

<sup>2</sup> Uma boa resenha da literatura sobre o problema dos juros no Brasil pode ser obtida em Holland (2006).

<sup>3</sup> Bresser-Pereira, L.C; Nakano, Y. (2002). “Uma Estratégia de Desenvolvimento com Estabilidade”. *Revista de Economia Política*, Vol. 22, N.3.

interna quanto a externa) o que, por sua vez, contribuía para elevar a taxa de juros paga pelos títulos da dívida pública brasileira emitidos no exterior. Dessa forma, ocorreria uma “contaminação” da taxa de juros externa pela taxa de juros interna, gerando assim um equilíbrio macroeconômico com taxa de juros elevada.

Uma outra hipótese foi avançada por Arida, Bacha e Resende (2004). Segundo esses autores, o problema da elevada taxa real de juros na economia brasileira se deve a distorções do quadro institucional prevalecente no Brasil. Mais precisamente, a economia brasileira possuiria duas distorções institucionais que atuariam no sentido de aumentar o nível de risco percebido pelos agentes econômicos (residentes e não-residentes), fazendo com que os mesmos exigissem um prêmio de risco mais elevado para a compra de títulos (públicos ou privados) emitidos por residentes no Brasil. Essas distorções seriam a incerteza jurisdicional, isto é, a incerteza referente ao estabelecimento e respeito aos contratos na jurisdição brasileira; e a inconvertibilidade da moeda doméstica, ou seja, o fato de que os controles de capitais ainda existentes na legislação brasileira permitem que as autoridades monetárias possam, se assim o desejarem, reter os recursos necessários para o pagamento dos compromissos dos residentes domésticos no exterior. A relação entre essa segunda “distorção” institucional e o valor da taxa real de juros foi mais analisada com mais detalhe por Arida (2003a, 2003b).

Uma terceira hipótese foi elaborada por Barbosa (2006). Para esse autor, o problema das elevadas taxas reais de juros de curto-prazo prevalecentes na economia brasileira advém da contaminação da política monetária pela dívida pública; contaminação essa possibilitada pela existência de títulos públicos indexados pela taxa de juros determinada pelo Banco Central através de suas operações de política monetária no mercado de reservas bancárias. Dessa forma, os títulos públicos indexados pela taxa Selic e as reservas bancárias tornam-se substitutos perfeitos, fazendo com que a taxa de juros prevalecente no mercado de reservas bancárias tenha que ser igual a taxa de juros dos títulos da dívida pública. Além disso, a arbitragem entre os títulos da dívida pública emitidos no Brasil e aqueles emitidos no exterior faz com que a taxa real de retorno dos títulos indexados pela taxa Selic seja igual a taxa de retorno dos títulos soberanos vendidos no exterior, a qual, por sua vez, é igual a taxa de juros internacional acrescida do prêmio de risco país. Sendo assim, a taxa

real de juros de curto-prazo prevalecente na economia brasileira tem um patamar mínimo igual a soma entre a taxa real de juros prevalecente no mercado internacional e o risco-país.

Do nosso ponto de vista nenhuma dessas respostas é satisfatória para a questão do “problema dos juros” no Brasil. No que se refere a hipótese Bresser-Nakano (e, em menor medida, a hipótese de contágio avançada por Barbosa) deve-se ter em mente que desde 2003, conforme Curado e Lara (2005), a taxa Selic tem-se mantido acima do patamar estabelecido *pela paridade descoberta da taxa de juros*, o que demonstra a ausência de uma relação mais estreita entre o valor da taxa de juros fixada pelo Banco Central e a taxa de juros compatível com o equilíbrio da conta de capitais do balanço de pagamentos. Dessa forma, não se pode estabelecer uma relação de causalidade, em qualquer direção, entre as duas taxas.

A hipótese de distorções institucionais não nos parece ser convincente. No que se refere a incerteza jurisdicional, deve-se ressaltar que “jurisdição ruim claramente não é suficiente para explicar porque as taxas reais de juros no Brasil são mais elevadas que em outras economias em desenvolvimento, muitas das quais apresentam jurisdições igualmente ruins ou piores” (cf. Holland, 2006, p. 32). A hipótese de que a conversibilidade incompleta da conta de capitais brasileira teria um impacto negativo sobre a taxa real de juros por intermédio do efeito daquela sobre o prêmio de risco país foi criticada por Oreiro, Paula e Jonas (2004). Partindo do índice de controles de capitais (ICC) desenvolvido por Cardoso & Goldafjn (1998) para a economia brasileira, os autores mostraram que o processo de crescente liberalização da conta de capitais do balanço de pagamentos ocorrido ao longo da década de 1990 no Brasil não teve nenhum impacto estatisticamente significativo sobre o prêmio de risco país medido pelo EMBI+ do JPMorgan. Na mesma linha, Ono, Silva, Oreiro e Paula (2005) mostraram por intermédio de um modelo VAR que aumentos no nível de controles de capitais medido pelo ICC estão associados a uma maior estabilidade da taxa de câmbio e da taxa nominal de juros, de tal forma que uma redução do grau de conversibilidade da conta de capitais brasileira, não a sua plena-conversibilidade, seria a política mais correta no sentido de melhorar a performance macro da economia brasileira.

Nossa resposta para o “problema dos juros” fundamenta-se na idéia de que a forma de operação da política monetária por parte do BCB é ineficaz no sentido de que a dinâmica da função de reação do BCB é tal que a taxa de juros Selic acaba respondendo, tanto direta

como indiretamente, a variações da taxa nominal de câmbio. As variações do câmbio nominal, por sua vez, são um determinante importante da variação do IPCA, haja vista o peso dos preços administrados no cálculo do IPCA (30%) e o fato de que os preços administrados são, em larga medida, indexados pelo IGP-M e pelo IGP-DI, ambos extremamente sensíveis a variação da taxa nominal de câmbio. Nesse contexto, a inflação brasileira é predominantemente uma “inflação de custos” e, como tal, não deveria ser combatida por intermédio de elevações da taxa nominal de juros, mas por medidas que visassem diminuir a volatilidade da taxa de câmbio e a redução do efeito *pass-through* do câmbio para os preços como, por exemplo, a desindexação dos preços administrados com respeito a índices de preços que sejam muito sensíveis a variações da taxa nominal de câmbio.

Além disso, uma outra fonte de perda de eficácia da política monetária consiste na indexação de uma parte considerável dos títulos da dívida pública pela SELIC. Tal indexação reduz o efeito riqueza de elevações da taxa de juros, diminuindo assim o impacto de uma contração monetária sobre a taxa de inflação. Isso obriga as autoridades monetárias a usarem uma dosagem maior de juros para obter uma mesma redução da taxa de inflação.

Isso posto, o presente artigo está dividido em 5 seções, incluindo a introdução. A seção 2 está dedicada ao estudo do comportamento do *spread* bancário no Brasil, enfatizando o papel da taxa básica de juros na explicação do elevado nível do *spread* bancário brasileiro. A seção 3 apresenta um estudo a respeito da dinâmica da função de reação do Banco Central, procurando mostrar a pouca eficácia com a qual a política monetária é conduzida no Brasil. A seção 4 apresenta a relação entre o mercado de dívida pública e a política monetária no Brasil. A seção 5 faz uma reprise das conclusões obtidas ao longo do presente artigo.

## **2 – Determinantes do *Spread* Bancário: Teoria, Experiência Internacional e Evidência Empírica para o Caso Brasileiro.**

### 2.1 fundamentos teóricos do *spread* bancário.

A literatura teórica convencional sobre os determinantes do *spread* bancário tem se desenvolvido em torno de duas principais abordagens. Na primeira abordagem (“modelos de monopólio”), cujo trabalho seminal é Klein (1971), o banco é visto como uma *firma* cuja



principal atividade é a produção de serviços de depósitos e de empréstimos por intermédio do emprego de uma tecnologia de produção de serviços bancários, representada por uma função custo do tipo  $C(D,L)^4$ . A atividade da firma bancária se desenvolve, via de regra, num ambiente de mercado que é caracterizado pela presença de concorrência monopolista ou imperfeita tanto no mercado de crédito como no mercado de depósitos. Isso significa que o banco tem poder de monopólio na fixação da taxa de juros em pelo menos um dos mercados em que opera, normalmente o mercado de crédito, comportando-se como um formador de preços (*price setter*). Este poder de monopólio explicaria a escala de operação e as estruturas ativa e passiva do banco, levando em conta que as decisões de um banco individual seriam capazes de afetar as taxas que remuneram os componentes do passivo, assim como aqueles integrantes do ativo bancário. Portanto, o *spread bancário* reflete fundamentalmente – nesta abordagem - o “grau de monopólio” do banco, ou seja, a sua capacidade de cobrar um preço maior do que o custo marginal de produção dos serviços por ele oferecidos.

Na segunda abordagem, cujo trabalho seminal é Ho & Saunders (1981)<sup>5</sup>, o banco é visto não como uma firma, mas como um simples intermediário entre o tomador final (as firmas) e o prestador último (as famílias). Essa atividade de intermediação está sujeita a dois tipos de incerteza, a primeira gerada pela falta de sincronização entre depósitos e empréstimos e a segunda decorrente do fato de que uma parte dos empréstimos não será devolvida em função da inadimplência voluntária (ou não) dos tomadores. O percentual de empréstimos em *default*, contudo, não é uma variável conhecida *ex-ante* pelo banco, o qual pode apenas estimar uma probabilidade de *default*.

Uma característica comum a ser destacada entre as abordagens de Klein e Ho & Saunders é a suposição de que os bancos têm poder de mercado, ou seja, assume-se nas duas abordagens que os bancos têm liberdade para fixar o nível da taxa de juros cobrada sobre as operações de crédito e paga sobre a captação de depósitos. No entanto, ao

---

<sup>4</sup> Onde  $D$  é o volume de depósitos “produzido” pelo banco e  $L$  é o volume de empréstimos. É feita a suposição tradicional de que o custo marginal dos empréstimos e dos depósitos é positivo e crescente, ou seja,  $\frac{\partial C}{\partial D} > 0$ ;  $\frac{\partial C}{\partial L} > 0$ ;  $\frac{\partial^2 C}{\partial D^2} > 0$ ;  $\frac{\partial^2 C}{\partial L^2} > 0$  (cf. Freixas & Rochet, 1999, pp. 67-68).

<sup>5</sup> Extensões do modelo básico de Ho & Saunders foram feitas por Allen (1988), McChane & Sharpe (1985), Angbazo (1997) e Maudos & Guevara (2003). No que se segue iremos trabalhar com a extensão mais recente desenvolvida pelos últimos autores.

contrário da abordagem de Klein, se supõe que o banco é um agente *avesso ao risco* na abordagem de Ho & Saunders, o que abre espaço para que a instabilidade macroeconômica, expressa na volatilidade da taxa básica de juros, possa afetar o *spread* bancário.

Com efeito, a abordagem Ho & Saunders é que ela abre um espaço para a influência de variáveis macroeconômicas na determinação do *spread* bancário (cf. Saunders & Schumacher, 2000, p.815), notadamente, a volatilidade da taxa de juros cobrada sobre os empréstimos realizados no mercado interbancário que é reflexo direto da *estabilidade macroeconômica* do país. Quanto mais instável for a economia de um dado país - por exemplo, quanto maior for a variabilidade da taxa de inflação e da taxa de câmbio - maior será a volatilidade resultante da taxa básica de juros<sup>6</sup> e, por conseguinte, maior deverá ser o *spread* bancário, devido ao risco de taxa de juros<sup>7</sup>. Nesse contexto, o *spread* pode ser reduzido por intermédio de políticas macroeconômicas que diminuíssem a *volatilidade da taxa básica de juros*.

A instabilidade macroeconômica pode afetar o *spread* bancário por mais dois outros canais. O primeiro deles é o grau de aversão ao risco. Com efeito, a aversão ao risco dos bancos deve, em alguma medida, refletir a própria instabilidade do ambiente de mercado no qual eles operam. Quanto mais instável for esse ambiente, maior deve ser a aversão ao risco dos bancos. Sendo assim, um país que possua um histórico de grande instabilidade macroeconômica deverá possuir bancos que tenham um elevado grau de aversão ao risco.

O segundo canal é a co-variância entre o risco de taxa de juros e o risco de crédito. Uma elevada volatilidade da taxa básica de juros deve se traduzir, em alguma medida, numa alta variabilidade do nível de produção real. Nesse contexto, os lucros das firmas também deverão apresentar uma grande variabilidade, o que aumenta a probabilidade de *default* nos momentos em que os lucros estiverem abaixo do seu valor esperado. Daqui se segue que a instabilidade macroeconômica se reflete não apenas numa alta volatilidade da taxa de juros, como também num elevado risco de crédito, ou seja, essa instabilidade gera

---

<sup>6</sup> Principalmente no caso em que a política monetária é conduzida com base no sistema de *metas de inflação*.

<sup>7</sup> O risco de taxa de juros está relacionado ao risco de um banco ter um *spread* pequeno ou mesmo negativo em suas operações de intermediação financeira, devido às oscilações das taxas de juros de mercado: no momento de refinanciamento do ativo pode ocorrer uma variação nos custos de captação que pode ser incompatível com o rendimento esperado das aplicações. Conseqüentemente, os lucros podem ser reduzidos, caso um banco com uma grande quantidade de ativos com taxas de juros fixas venha a se deparar com um grande aumento nos custos de captação de curto prazo.

uma grande co-variância entre o retorno dos empréstimos e o retorno das aplicações no mercado interbancário.

## 2.2 – Estudos de Casos Internacionais.

Nos últimos anos, uma vasta literatura empírica sobre os determinantes do *spread* bancário tem sido desenvolvida com intuito de testar empiricamente o modelo teórico de *spread* bancário desenvolvido por Ho & Saunders (1981). Alguns dos trabalhos mais importantes nessa linha de pesquisa são McShane & Sharpe (1985), Angbazo (1997), Saunders & Shumacher (2000) e Maudos & Guevara (2003).

A maior parte desses trabalhos utiliza a metodologia de estimação do “*spread* puro” desenvolvida pioneiramente por Ho & Saunders<sup>8</sup>. Essa metodologia tem a vantagem de separar a influência sobre o *spread puro* das variáveis macroeconômicas (como, por exemplo, a volatilidade da taxa de juros) da influência das variáveis microeconômicas (como, por exemplo, a estrutura de mercado do setor bancário).

Um trabalho empírico importante dessa literatura foi desenvolvido por Saunders & Schumacher (2000). Os resultados obtidos foram os seguintes:

- Entre as variáveis microeconômicas, aquela que tem maior impacto sobre o *spread* bancário é o pagamento implícito de juros. Em outras palavras, os bancos compensam a renúncia de receita na forma de isenção de tarifas com uma maior margem de intermediação financeira. O requerimento de capital próprio também apresentou uma influência positiva e estatisticamente significativa sobre o *spread* puro.
- A estrutura de mercado do setor bancário tem pouca influência sobre os *spreads*. Com efeito, apenas 0,20% das margens de intermediação podem, na média, ser explicadas pelo poder de mercado dos bancos.
- A volatilidade da taxa de juros tem um impacto positivo e estatisticamente significativo sobre o *spread* bancário. Isso significa que quanto maior for a volatilidade da taxa básica de juros maior será, em média, o *spread* cobrado pelos bancos.

Uma outra linha de investigação empírica sobre os determinantes do *spread* bancário a nível mundial é conduzida por Demirgüç-Kunt e Huizinga (1999). Esses autores investigam os determinantes dos *spreads* através do uso de estatísticas bancárias desagregadas de 7900 bancos comerciais de 80 países no período 1988-1995. As variáveis

---

<sup>8</sup> Mais detalhes podem ser obtidos no trabalho de Silva, Oreiro & Paula (2006).

independentes utilizadas refletiram as características bancárias, as condições macroeconômicas<sup>9</sup>, a taxação sobre os bancos, os depósitos compulsórios e a estrutura financeira geral, incluindo uma série de indicadores institucionais.

Os autores desse estudo concluem que, entre as variáveis macroeconômicas selecionadas, a taxa de crescimento do PIB real e do PIB per-capita **não** parecem ter, em nível mundial, qualquer impacto estatisticamente significativo sobre os *spreads*. A inflação, medida pelo deflator implícito do PIB, tem um impacto positivo, porém estatisticamente insignificante sobre a margem líquida de intermediação dos bancos. Por fim, a taxa real de juros tem um efeito positivo e estatisticamente significativo sobre os *spreads*, mas esse efeito é menor nos países desenvolvidos do que nos países em desenvolvimento.

Uma análise empírica usando dados em painel sobre os determinantes do spread bancário nos países da América Latina é feita por Brock & Rojas-Suárez (2000). Nesse estudo, os autores utilizam uma amostra de bancos de seis países latino-americanos (Argentina, Bolívia, Colômbia, Chile, México e Peru) no período 1992-1996. A principal conclusão desse estudo é que a influência das variáveis microeconômicas é condicional ao estado de solidez ou fragilidade dos sistemas bancários domésticos. Outra conclusão do trabalho foi que as variáveis macroeconômicas apresentaram um impacto diferenciado de acordo com o país. Dessa forma, a volatilidade da taxa de juros apresentou um impacto positivo e forte sobre o *spread* bancário na Bolívia e no Chile; mas um efeito negligenciável no México. A taxa de crescimento do PIB real teve um impacto negativo sobre os *spreads* no Chile e na Argentina, e negligenciável nos demais países. Por fim, a taxa de inflação não teve impacto estatisticamente significativo em nenhum dos países estudados.

### 2.3 Panorama Geral do Spread Bancário no Brasil.

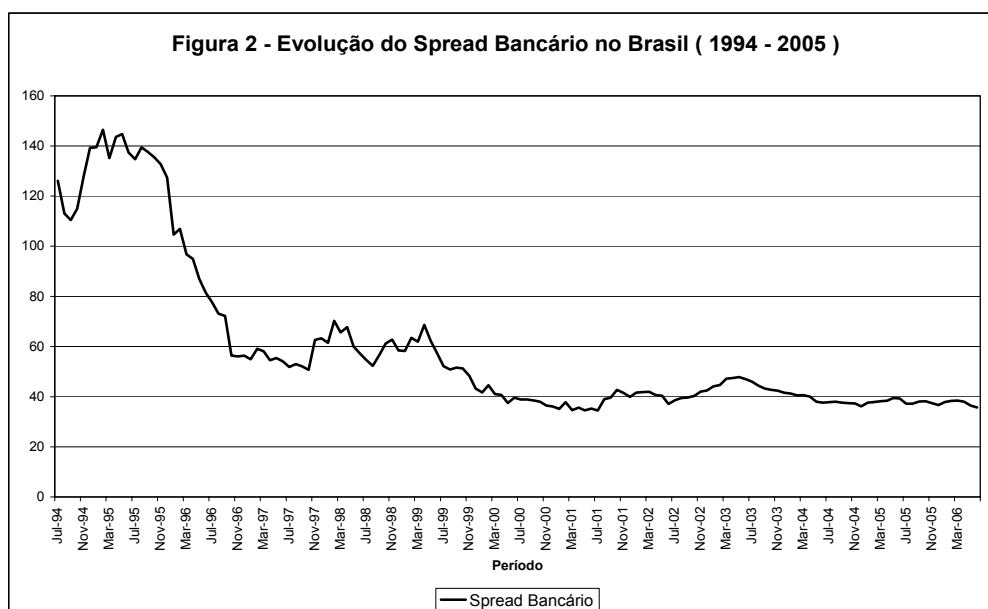
O *spread* nas operações bancárias é definido como a diferença entre a taxa de aplicação nas operações de empréstimo e a taxa de captação de recursos pelas instituições financeiras<sup>10</sup>. O comportamento do *spread* no Brasil apresentou uma nítida tendência de

---

<sup>9</sup> As variáveis macroeconômicas incluem o PIB per capita, a taxa de crescimento do PIB real, a taxa de inflação e a taxa real de juros.

<sup>10</sup> Ao tratarmos de *spreads* bancários no Brasil, estamos adotando a mesma definição do Banco Central segundo o qual “o *spread* bancário é definido como sendo a diferença entre a taxa de empréstimo e a taxa de captação de CDB [certificado de depósito bancário]. A taxa média de CDB para o conjunto das instituições

queda até início do ano 2000, mas apresenta algumas peculiaridades. Conforme pode ser visualizado na figura 3 abaixo, o *spread* médio cobrado pelos bancos brasileiros alcançou um valor máximo de 150% ao ano no início de 1995, em função da política monetária fortemente contracionista adotada pelo BCB no período após a implementação do Plano Real<sup>11</sup>. O *spread* bancário médio foi sendo reduzido de forma significativa no decorrer de 1996, em função de um relaxamento das medidas de arrocho monetário e uma diminuição da desconfiança dos agentes em relação ao processo de contágio da crise mexicana, até atingir o patamar de aproximadamente 40% ao ano no início de 2000. Cabe ressaltar que ele manteve-se nesses patamares – ainda elevadíssimos – desde então, comportamento que parece estar sinalizando uma rigidez para baixo do *spread* bancário no Brasil.



Fonte: Banco Central do Brasil

Uma primeira hipótese explicativa para o porquê dos elevados *spreads* praticados no Brasil seria o poder de mercado dos bancos, evidenciado pelo aumento do grau de concentração do setor bancário no período recente. Com efeito, alguns estudos recentes sobre o setor bancário brasileiro - como, por exemplo, Belaisch (2003) – mostram que a

---

financeiras foi calculada a partir de uma média das taxas individuais ponderada pela captação líquida de cada instituição.”(Banco Central do Brasil, 2002, p.50)

<sup>11</sup> Além da política de juros reais positivos, essas medidas incluíram inicialmente o estabelecimento de um compulsório de 100% sobre depósitos a vista, e, a partir de dezembro de 1994, 30% sobre depósitos a prazo e de 15% sobre qualquer operação de crédito.

estrutura de mercado prevalecente nesse setor é *essencialmente não-competitiva*<sup>12</sup>. Nesse contexto, os bancos teriam poucos incentivos para aumentar a sua eficiência operacional, operando com *spreads* elevados quer como forma de gerar receita suficiente para cobrir os seus custos elevados, quer como resultado da sua capacidade de precificar os seus serviços num patamar bastante superior ao custo marginal de produção dos serviços bancários.

A literatura brasileira que trata dos determinantes do *spread* bancário não tem sido conclusiva a respeito desse assunto. Os estudos realizados apresentam evidências que a estrutura de mercado do setor bancário brasileira é imperfeita, mas não pode ser caracterizada por nenhuma estrutura de mercado extrema, ou seja, nem pelo modelo de concorrência perfeita e nem pelo modelo de cartel<sup>13</sup>.

No Brasil, um dos estudos pioneiros sobre os determinantes do *spread* bancário no Brasil foi feito por Aronovich (1994). Este autor verificou, através de uma regressão por mínimos quadrados em dois estágios, os efeitos da inflação e do nível de atividade sobre o *spread* para a economia brasileira entre o primeiro trimestre de 1986 e o quarto trimestre de 1992. Os resultados encontrados indicam que a inflação tende a ampliar a diferença entre as taxas de juros de empréstimo e de captação, ou seja, o *spread*. O autor sugere como causas desse fenômeno a possibilidade de uma redistribuição entre as operações do ativo, ou ainda, a incorporação ao *mark-up* do prêmio de risco envolvido no crédito. Nesse contexto, a inflação teria um efeito negativo sobre o nível de atividade ao induzir um aumento das taxas de juros para empréstimos bancários. Por outro lado, os testes estatísticos sugerem que um aumento da utilização de capacidade produtiva reduziria o *spread*, indicando assim um efeito pró-cíclico.

Neste mesmo sentido, Afanasieff *et al* (2002), utilizando a abordagem de dois passos de Ho & Saunders (1981), investigaram a relevância dos fatores macro e microeconômicos para explicar o comportamento do *spread* no país, e concluíram que os resultados sugerem que variáveis macroeconômicas – como a taxa básica de juros e o crescimento do produto – são os fatores mais relevantes para explicar tal comportamento. Esse resultado, contudo,

---

<sup>12</sup> Nakane (2002), usando séries temporais agregadas durante o período 1994-1998, encontrou evidências de existência de uma estrutura de mercado não-competitiva no setor bancário brasileiro. Entretanto, os resultados alcançados rejeitam a hipótese de que os bancos brasileiros formam um cartel.

<sup>13</sup> Cabe destacar que “em princípio não existe uma relação de um para um entre concentração de mercado e grau de competição [no mercado bancário] e que “algumas das mesmas forças que promovem a consolidação em países emergentes, tais como a entrada maior de bancos estrangeiros, são também aquelas que estimulam a competição”. (IMF 2001, p. 158).

não é surpreendente, considerando que outros estudos internacionais apresentam evidências de que a incerteza do ambiente econômico que envolve os bancos parece ser uma importante causa dos *spreads* bancários (Saunders & Schumacher, 2000; Brock & Suarez, 2000).

#### 2.4 – Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: evidências empíricas recentes.

Com intuito de identificar os principais determinantes macroeconômicos do *spread* bancário no Brasil, estimamos um Vetor Auto-Regressivo (doravante VAR), no qual uma variável é definida como sendo função de seus próprios valores defasados e de defasagens das demais variáveis consideradas na análise. A escolha dessas variáveis baseou-se, em larga medida, nos resultados obtidos por Afanasieff *et al* (2002), no qual se conclui que as variáveis macroeconômicas são mais relevantes na determinação do *spread* do que as variáveis microeconômicas. Isto posto, o objetivo desta sub-seção é encontrar os determinantes macroeconômicos do *spread* bancário no Brasil. A hipótese a ser testada é que o *spread* é determinado, entre outras variáveis, pela produção industrial, pela taxa de inflação, pela taxa de câmbio e pela taxa básica de juros (efeito da taxa média de juros)<sup>14</sup>.

Para a aplicação empírica, verificou-se através do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), da análise gráfica e do diagrama da função de autocorrelação, a hipótese de estacionariedade das séries estudadas. Os testes aplicados mostraram que nenhuma das variáveis consideradas foi estacionária em nível<sup>15</sup>. Assim, após verificar a ordem de integração das variáveis, realizou-se o teste de cointegração de Johansen, com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração<sup>16</sup>. Apesar de existir uma relação de longo prazo entre as variáveis, alguns

---

<sup>14</sup> As variáveis selecionadas foram: i) Spread bancário, segundo o Banco Central (definido como a série 3955 - spread médio das operações de crédito com recursos livres 'prefixado' - total geral); ii) Produto Industrial Brasileiro (PIB) do IBGE utilizado como uma *proxy* para o nível de atividade econômica (definido como a tabela 2295 do IBGE: Produção Física Industrial por tipo de índice e seções e atividades industriais); iii) Taxa de juros SELIC do Banco Central (definida como a série 4189: taxa de juros Selic acumulada no mês anualizada); iv) Taxa de inflação medida a partir da variação mensal do IPCA do IBGE (definida como a série 433 do banco central: Índice Nacional de Preços ao Consumidor-Amplo); v) Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - comercial - compra – média (extraída do IPEADATA)

<sup>15</sup> Apesar do teste ADF ter sinalizado que as séries IPCA, SPREAD e JUROS são estacionários, a análise gráfica e principalmente do correlograma apontaram na direção oposta, por isso não foram consideradas estacionárias em nível.

<sup>16</sup> Essa especificação parece ser a mais apropriada para as series macroeconômicas analisadas nesse trabalho.

desequilíbrios de curto prazo podem ocorrer. Nesse caso, deve-se estimar um modelo com correção de erros. As estatísticas traço ( $LR_{trace}$ ) e máximo autovalor ( $LR_{max}$ ) apontaram a presença de um vetor de cointegração, indicando a necessidade de incorporar um vetor de correção de erro. Para desenvolver um modelo bem especificado é necessário, entre outras coisas, a escolha adequada do número de defasagens para fazer as estimações. Para tanto, toma-se como base o *Critério de Informação de Schwarz* (SC). O resultado observado sinalizou que o número de defasagens a incluir no VAR é uma.<sup>17</sup>

Com base em Mendonça (2005), e considerando que os erros são ortogonalizados pela decomposição de Cholesky para a estimação do VEC, isto implica que o ordenamento das variáveis torna-se relevante para a análise da função impulso-resposta e da decomposição da variância. Para tanto, utilizou-se o teste de precedência temporal de Granger (1969). De acordo com esse critério, a ordenação adequada é a seguinte: GIPCA, GCÂMBIO, GJUROS, GPIB e GSPREAD. Assim, a taxa de variação do *spread* bancário (variável de interesse nesse estudo) é a mais endógena, respondendo contemporaneamente as variações do produto, da taxa de inflação, da taxa de câmbio e da taxa de juros.

Para analisar os resultados do modelo VAR (restrito ou irrestrito) é comum fazê-lo por meio da função de impulso resposta e da decomposição da variância. Dada a frequência mensal dos dados utiliza-se para as análises um período de 12 meses após a ocorrência dos choques. A função de impulso resposta é utilizada para fazer uma análise da sensibilidade de determinadas variáveis a certos choques, sendo útil principalmente para conhecer o tempo, a direção, o padrão de reação das respostas aos impulsos (choque) de um desvio padrão sobre os valores contemporâneos e futuros das variáveis endógenas do sistema.

Isso posto, a resposta do sistema aos choques estão apresentadas na Figura 4. O primeiro gráfico mostra que o efeito de um choque no crescimento da inflação sobre o crescimento do *spread* bancário tende a provocar uma elevação persistente deste último. Este resultado está em consonância com o resultado obtido por Aronovich (1994), o qual já havia mostrado que elevações da taxa de inflação estão associadas com um aumento do *mark-up* do setor bancário. O gráfico seguinte apresenta o efeito de um choque no crescimento do câmbio sobre o crescimento *spread* bancário, que também foi positivo

---

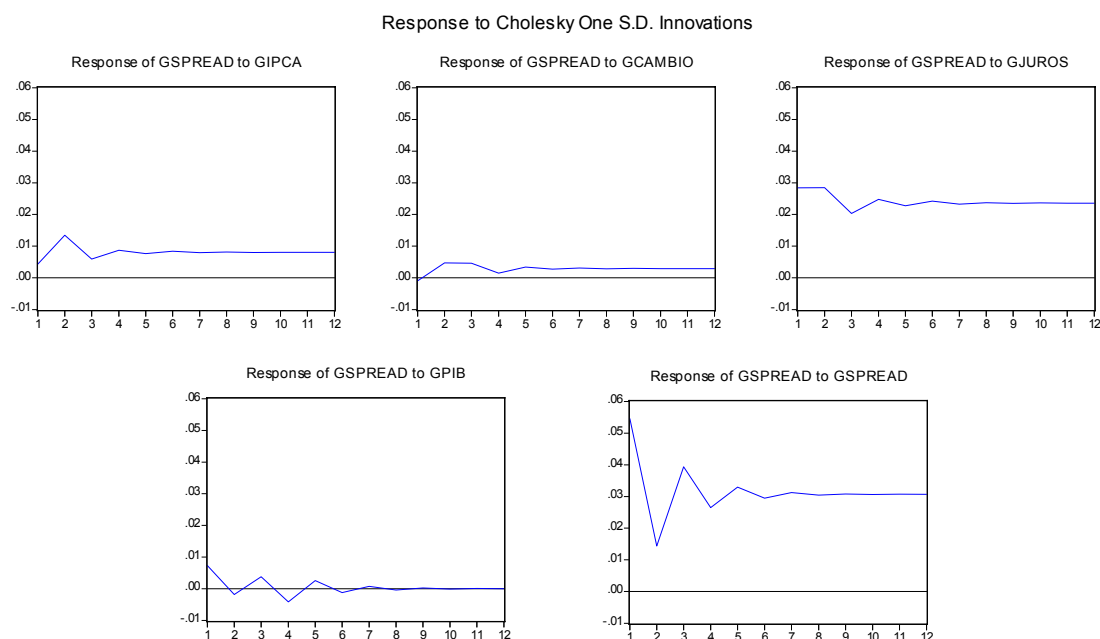
<sup>17</sup> A análise do número de defasagens se baseou no Critério de Schwarz e na análise da ausência de correlação serial dos resíduos.



ainda que pouco significativo. No último gráfico da 1ª linha encontra-se o efeito de um choque no crescimento da taxa média de juros sobre o crescimento do *spread* que foi positivo e pode ser considerado o choque que teve o maior impacto sobre o crescimento do *spread* bancário. Este resultado confirma a hipótese de *preferência pela liquidez dos bancos* (cf. Paula e Alves Jr, 2003), segundo a qual os bancos no Brasil – em face da existência de uma aplicação livre de risco que combina liquidez e rentabilidade, como no caso de títulos públicos indexados – passam a incorporar um elevado prêmio de liquidez nas operações de concessão de empréstimos. Acrescente-se que elevações da taxa de juros básica podem ocasionar uma maior variabilidade no nível da produção real e na lucratividade das firmas, elevando o risco de crédito, resultando assim em taxas de empréstimos e *spreads* maiores.

Antes de explicar o resultado do gráfico seguinte é interessante destacar que o impacto negativo do PIB sobre o *spread* bancário pode ser atribuído ao “efeito inadimplência”, no sentido de que um maior (menor) crescimento do produto e da renda nacional resulta em uma diminuição (aumento) na inadimplência dos empréstimos bancários (e no risco do crédito) que tende a acarretar uma redução (aumento) no *spread*. Já o impacto positivo sobre o crescimento do *spread* se deve provavelmente ao efeito “poder de mercado” dos bancos. Nesse último caso, os bancos, em uma conjuntura de aumento na demanda por crédito, podem responder a este estímulo elevando a taxa de empréstimos e mantendo a taxa de depósitos inalterada. Dado isso, observemos no primeiro gráfico da segunda linha que um choque na taxa de crescimento do PIB causa um efeito oscilante, mas convergente, sobre a taxa de crescimento do *spread* bancário. O segundo gráfico da segunda linha mostra o impacto que um choque positivo do *spread* bancário tende a provocar na própria variável. Podemos observar que o *spread*, tal como outras variáveis econômicas, possuem um forte componente inercial, o que fica demonstrado pelo fato de que choques sobre essa variável (ou na sua taxa de crescimento) no tempo  $t$  têm efeito sobre os valores dessa variável em períodos subseqüentes.

**Figura 4 - Função Resposta do Crescimento do Spread a um Impulso no Crescimento das Variáveis Macroeconômicas**



A Tabela 2 apresenta a decomposição da variância, que tem por objetivo mostrar a importância de uma determinada variável quando se observa o erro de previsão de uma outra variável. Os resultados foram obtidos a partir de uma simulação de Monte Carlo com 1000 repetições. Note que o crescimento na taxa de inflação respondeu por aproximadamente 4% da variância do crescimento do *spread* bancário. Os resultados mostraram que o crescimento da taxa de juros é a variável mais relevante, pois tem uma importância grande sobre a variância do crescimento do *spread* bancário, ou seja, cerca de 33%. No tocante a importância do crescimento do *spread* bancário na explicação dele mesmo, constatou-se que representa aproximadamente 61%, confirmando a hipótese de haver um forte componente inercial. A importância relativa das demais variáveis sobre o crescimento do *spread* é desprezível.

**Tabela 2 – Decomposição da Variância (%) – Taxa de Variação do Spread Bancário**

Período	GIPCA	GCÂMBIO	GJUROS	GPIB	GSPREAD
1	0.490944	0.023440	20.94865	1.377739	77.15923
2	3.956152	0.464427	31.87199	1.109975	62.59746
3	3.324432	0.627901	28.57153	0.996260	66.47988
4	3.658873	0.549939	31.05942	1.033745	63.69802
5	3.625943	0.573453	31.02841	0.928944	63.84325
6	3.748606	0.561272	31.95413	0.820816	62.91518
7	3.773342	0.565717	32.20051	0.727486	62.73295
8	3.820436	0.560330	32.59733	0.652313	62.36959
9	3.846327	0.559770	32.83500	0.590334	62.16857
10	3.874389	0.558033	33.06895	0.538990	61.95964
11	3.894406	0.557093	33.24848	0.495813	61.80421
12	3.913239	0.556036	33.40838	0.459029	61.66331

Fonte: Elaboração própria a partir da saída do Eviews 5.

Nota: Ordem Cholesky GIPCA, GCÂMBIO, GJUROS, GPIB e GSPREAD

Em suma, as evidências recentes parecem indicar que a taxa básica de juros é a variável mais relevante na explicação do crescimento do *spread* bancário no país. Adicionalmente, constatou-se que a taxa de inflação tem um efeito positivo sobre o crescimento do *spread* bancário, resultado que está associado com um aumento do *mark-up* do setor bancário, mas atualmente não pode ser considerado um dos principais determinantes do elevado *spread* bancário no Brasil. No que tange as demais variáveis, crescimento da taxa de câmbio e da produção industrial, não há evidências concretas (no período considerado) de que são relevantes na determinação do *spread* bancário cobrado no país. Por fim, deve-se destacar a existência de um forte componente inercial na determinação do *spread* bancário no Brasil. Isso significa que o *spread* bancário médio prevalecente na economia brasileira deverá permanecer em patamares elevados por um longo tempo após uma redução significativa da taxa básica de juros.

### **3 – A Dinâmica da Função de Reação do Banco Central e a Perda de Eficácia da Política Monetária no Brasil.**

O regime de metas de inflação, adotado no Brasil a partir de junho de 1999, representou uma mudança na forma de condução da política monetária. Até então, a política macroeconômica era caracterizada pelo mecanismo de âncora cambial, na qual a taxa de câmbio era usada como instrumento na busca pela estabilidade de preços.

Esta nova arquitetura da política monetária foi introduzida com o objetivo de perseguir a estabilidade de preços mediante a utilização explícita de uma *Regra de Taylor*, o que parece ser uma característica particular do Brasil. Basicamente, o funcionamento do regime de metas de inflação passou a ocorrer da seguinte forma: o Banco Central fixa uma meta anual para a taxa de inflação, geralmente decrescente, e ajusta a taxa de juros sistematicamente de forma a alcançar seu objetivo.

Nesse novo processo de funcionamento da política monetária, os choques de demanda passam a serem inibidos mediante elevações da taxa SELIC. A autoridade monetária adota um modelo de equações, das quais fazem parte uma Regra de Taylor, uma estimativa da taxa de inflação futura e uma função representativa do *gap do produto*.<sup>18</sup> A partir da observação do comportamento das principais variáveis econômicas que compõe este modelo, são tomadas as decisões quanto à fixação da meta SELIC.<sup>19</sup>

O objetivo desta seção é estimar, a partir da utilização de um modelo VAR – Vetores Auto-Regressivos<sup>20</sup>, a importância do canal do câmbio na função de reação do Banco Central. Para isso procurar-se-á identificar a relação de causalidade entre as principais variáveis relevantes para a determinação da taxa de juros. As variáveis em consideração serão a taxa SELIC, a taxa de câmbio, a taxa de utilização da capacidade produtiva na indústria, o índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) e as expectativas quanto ao IPCA para 12 meses.

Dessa forma, iremos estimar a dinâmica de determinação da taxa SELIC no período de julho de 2001 a novembro de 2006, onde se procurará quantificar a importância do câmbio para a política monetária. Optou-se pelo período citado com o objetivo de desconsiderar os dois primeiros anos do regime de metas de inflação e, portanto, analisar o regime em um intervalo de tempo onde o mesmo já se encontrava consideravelmente consolidado como a âncora da política monetária. Além disso, um fator determinante na escolha do período foi a disponibilidade de dados sobre as expectativas de inflação, que só passaram a serem coletadas em 2001.

---

<sup>18</sup> Estimativa da diferença entre o produto efetivo e o potencial.

<sup>19</sup> Para uma apresentação do modelo utilizado pelo Banco Central ver os relatórios de inflação de março e junho de 2002.

<sup>20</sup> Para uma discussão da metodologia do modelo VAR ver Amaral e Motta (2006).

### 3.1 Estimativa da Dinâmica de Determinação da Taxa SELIC (07/2001 à 11/2006).

A metodologia de Vetores Auto-Regressivos<sup>21</sup> (VAR), aqui explorada, também é utilizada pelo Banco Central do Brasil para as estimativas a respeito das expectativas para o IPCA e para a produção industrial. Tal modelo é usado como forma de auxiliar nas decisões de política monetária<sup>22</sup>.

Também serão utilizados os seguintes testes: Teste de Causalidade de Granger, decomposição da variância dos erros, Teste de Johansen, teste de endogeneidade das variáveis (VAR *Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests*) e teste de correlação serial dos resíduos. O método de Cointegração de Johansen foi escolhido por ser mais apropriado que o Teste de Engle Granger no caso de um VAR de mais de duas variáveis.<sup>23</sup>

Escolheu-se o nível de utilização da capacidade produtiva na indústria como uma *proxy* da relação produto efetivo/produto potencial. Para a estimação dos resultados foi utilizado o *Software* Econométrico Eviews, a partir do qual foram gerados os resultados apresentados no anexo.

Primeiramente, foram feitos os testes de estacionaridade das séries, considerando o nível de integração, defasagem da série e as especificações de intercepto e tendência, evitando problemas de espuriedade nos resultados, o que poderia levar a conclusões incorretas. Para tal procedimento utilizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)<sup>24</sup>, que permite incorporar termos defasados extras da variável dependente como forma de eliminar o problema de auto-correlação dos resíduos. Os resultados encontrados estão resumidos na tabela 3 apresentada abaixo:

---

<sup>21</sup> O termo auto-regressivo deve-se ao fato de utilizar-se a variável dependente de forma defasada como uma variável independente, enquanto o termo vetor se deve à utilização de um vetor de duas ou mais variáveis (ENDERS, 1995).

<sup>22</sup> Ver relatório de inflação de junho de 2004.

<sup>23</sup> Para uma discussão metodológica sobre os testes citados ver Asterious (2006).

<sup>24</sup> Também foi realizado o teste de Phillip-Perron, que não mostrou divergências com relação ao ADF e, portanto, será desconsiderado para efeito de simplificação da análise.

**Tabela 3: Resultados do Teste ADF.**

Variável	Defasagem	Constante	Intercepto	ADF	SC	Valor Crítico		t- prob.
						1%	5%	
IPCA	1	não	não	-6,85	1,08	-2,60	-1,95	0,0000
Câmbio	1	não	não	-4,36	-1,24	-2,60	-1,95	0,0000
SELIC	1	não	não	-2,73	1,00	-2,60	-1,95	0,0071
Expectativas	1	não	não	-5,07	1,69	-2,60	-1,95	0,0000
UTIL. CAP.	4	não	não	-4,81	3,08	-2,60	-1,95	0,0000

O teste ADF indicou que todas as variáveis em consideração são estacionárias em 1º diferença. Com exceção da utilização da capacidade, que apresentou uma defasagem de 4 períodos, as demais variáveis apresentaram 1 *lag* como a melhor defasagem pelo critério de Schwartz. Tal como pode ser observado na Tabela 4 abaixo, a melhor defasagem para o modelo como um todo foi de 8 *lags*<sup>25</sup>, sendo que para tal período o teste LM não mostrou significância na presença de correlação serial dos resíduos, o que valida tal defasagem como a melhor escolha para o *lag* do modelo.

<sup>25</sup> A defasagem de 8 lags foi indicada pelos testes de Akaike e Hannan-Quin. Apesar do teste de Schwartz ter indicado a melhor defasagem como sendo de 2 *lags*, optou-se pelo valor indicado pela maioria dos testes, ou seja, 8 lags. Salienta-se que a utilização de 2 *lags* não altera os resultados qualitativos.

**Tabela 4: Seleção da defasagem do modelo**

<b>Defasagens</b>	<b>AIC</b>	<b>SC</b>	<b>HQ</b>
0	10.51	10.69	10.58
1	2.54	3.62	2.96
2	1.02	<b>2.99*</b>	1.78
3	0.97	3.84	2.08
4	0.60	4.36	2.06
5	0.43	5.09	2.24
6	0.05	5.61	2.21
7	-0.87	5.57	1.63
<b>8</b>	<b>-1.82*</b>	5.51	<b>1.02*</b>

AIC: Akaike information criterion, SC: Schwarz information criterion, HQ: Hannan-Quinn information criterion

Com o valor da defasagem do sistema determinado estimou-se o Teste de Causalidade de Granger, a decomposição da variância dos erros e a ordem de endogeneidade das variáveis – através do teste *VAR Pairwise Granger Causality*, conforme dispostos nas tabelas 5 e 6, respectivamente.

**Tabela 5: Resultados do Teste de Causalidade de Granger.**

Hipótese Nula	Estatística F	Probabilidade
UTIL.CAP. does not Granger Cause SELIC	0.58337	0.78541
<b>SELIC does not Granger Cause UTIL.CAP.</b>	<b>2.99571</b>	<b>0.00995</b>
<b>IPCA does not Granger Cause SELIC</b>	<b>3.29246</b>	<b>0.00558</b>
<b>SELIC does not Granger Cause IPCA</b>	<b>3.87805</b>	<b>0.00184</b>
<b>EXPEC. Does not Granger Cause SELIC</b>	<b>3.33756</b>	<b>0.00512</b>
SELIC does not Granger Cause EXPEC.	2.10003	0.05862
<b>CAMBIO does not Granger Cause SELIC</b>	<b>3.72448</b>	<b>0.00245</b>
<b>SELIC does not Granger Cause CAMBIO</b>	<b>2.19588</b>	<b>0.04846</b>
IPCA does not Granger Cause UTIL.CAP.	2.03331	0.06689
UTIL.CAP. does not Granger Cause IPCA	0.25395	0.97687
EXPEC. Does not Granger Cause UTIL.CAP.	1.52529	0.17925
UTIL.CAP. does not Granger Cause EXPEC.	0.28652	0.96657
CAMBIO does not Granger Cause UTIL.CAP.	1.29099	0.27574
UTIL.CAP. does not Granger Cause CAMBIO	1.16858	0.34162
<b>EXPEC. Does not Granger Cause IPCA</b>	<b>4.24710</b>	<b>0.00093</b>
<b>IPCA does not Granger Cause EXPEC.</b>	<b>3.37173</b>	<b>0.00479</b>
<b>CAMBIO does not Granger Cause IPCA</b>	<b>5.19638</b>	<b>0.00017</b>
IPCA does not Granger Cause CAMBIO	1.53972	0.17444
<b>CAMBIO does not Granger Cause EXPEC.</b>	<b>6.79538</b>	<b>1.3E-05</b>
EXPEC. Does not Granger Cause CAMBIO	1.36940	0.23935

Por fim, com o objetivo de verificar a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, foi estimado o Teste de Cointegração de Johansen, cujos resultados acham-se explicitados na Tabela 7, onde se identificou a existência de pelo menos um vetor de cointegração. A importância do teste de cointegração advém do fato de que a diferenciação das variáveis leva a perdas nas propriedades de longo prazo (ASTERIOUS, 2006).

**Tabela 6 – Teste de Endogeneidade das Variáveis**

(VAR Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests)

Variáveis	Variável Dependente									
	EXPEC.		IPCA		Câmbio		SELIC		UTIL. CAP.	
	Chi-sq	Prob.	Chi-sq	Prob.	Chi-sq	Prob.	Chi-sq	Prob.	Chi-sq	Prob.
EXPEC.	-	-	12,77	0,01	5,00	0,29	20,16	0,00	2,27	0,69
IPCA	3,61	0,01	-	-	6,04	0,20	9,62	0,05	2,43	0,66
Câmbio	11,71	0,00	19,86	0,00	-	-	8,34	0,08	3,74	0,44
SELIC	29,83	0,02	11,77	0,02	4,43	0,35	-	-	10,63	0,03
UTIL. CAP	13,06	0,46	9,38	0,05	0,73	0,95	4,99	0,29	-	-



OBS: A relação de endogeneidade é a seguinte: IPCA, Expectativas, SELIC , utilização da capacidade e taxa de câmbio.

**Tabela 7 – Teste de Cointegração de Johansen**

Hipótese de não cointegração	Traço	5 %	1 %
	Estatística	Valor Crítico	Valor Crítico
Nenhum **	94.22332	68.52	76.07
Ao menos 1**	58.98679	47.21	54.46
Ao menos 2 **	28.62728	29.68	35.65
Ao menos 3 **	9.941684	15.41	20.04
Ao menos 4 **	0.014034	3.76	6.65

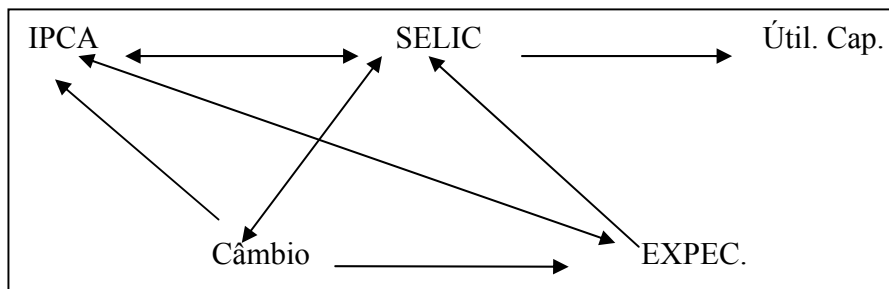
\*(\*\*) Denota a rejeição da hipótese nula a 5% e 1%.

O Traço indica pelo menos 1 vetor de cointegração ao nível de 1%.

A partir dos testes econométricos especificados pode-se fazer algumas inferências sobre a interação dinâmica das variáveis em consideração. Para isso, o diagrama de causalidade entre as variáveis é um instrumento ilustrativo, já que resume as relações significativas do Teste de Causalidade de Granger.

A análise do Teste de Causalidade de Granger explicita os seguintes resultados: A SELIC é causada pelas variáveis taxa de câmbio, IPCA e expectativas; o IPCA é causado pelas expectativas, pela taxa SELIC e pela taxa de câmbio; as expectativas são causadas pela taxa de câmbio, a taxa de câmbio é causada pela SELIC e o nível de utilização da capacidade é causado pela SELIC. O seguinte diagrama de causalidade ilustra as relações entre as variáveis:

**Figura 5: Diagrama de causalidade entre as variáveis**



Observando-se as relações no diagrama, constata-se que a taxa de câmbio causa a taxa SELIC, tanto diretamente, como indiretamente via expectativas e IPCA. Através do seu impacto sobre a taxa SELIC, a taxa de câmbio também causa o nível de utilização da capacidade. De fato, a taxa de câmbio é uma variável relativamente exógena nesse modelo, sendo a principal variável determinante das demais, o que é confirmado pelo teste de endogeneidade das variáveis (VAR Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests). Como pode ser constatado do teste de endogeneidade, o nível de utilização da capacidade, a SELIC, as expectativas e o IPCA, seguem, nessa mesma ordem, a taxa de câmbio em grau decrescente de exogeneidade.

Dessa constatação pode-se afirmar que a taxa de câmbio determina tanto diretamente, como indiretamente, via expectativas e IPCA, a taxa SELIC. Ao determinar a taxa SELIC por esses dois canais, essa última responde ao IPCA, determinando leve queda no nível de utilização da capacidade. Como pode ser detectado por intermédio da observação dos gráficos de impulso resposta (Figura 6), o impacto da taxa SELIC sobre o IPCA e o nível de utilização da capacidade produtiva é consideravelmente modesto. Em outras palavras, variações da taxa SELIC têm um impacto reduzido sobre o IPCA, o que pode estar implicando na necessidade de se utilizar “doses elevadas de juros” para conter a demanda agregada e a taxa de inflação.

Da decomposição da variância (Tabela 8 - ANEXO), pode-se constatar que, com uma defasagem de 6 meses, aproximadamente 54% da variação das expectativas ocorrem devido à variação cambial. No mesmo sentido, a variação cambial e as expectativas explicam, considerando uma defasagem de 6 e 12 meses, respectivamente, aproximadamente 41% e 42% da variação do IPCA. Ainda, com uma defasagem de 11 meses, aproximadamente 31% da variação da taxa SELIC pode ser explicada pela variação da taxa de câmbio. Com 4 e 12 meses de defasagem, respectivamente, a variação da SELIC explica diretamente somente 14% da variação do IPCA e 4% da taxa de câmbio. Por fim, adotando-se uma defasagem de 12 meses, em torno de 17% da variação da utilização da capacidade pode ser explicada pela variação da SELIC.

### 3.2 Interpretação dos Resultados Encontrados.

A vulnerabilidade da economia brasileira a choques externos mostrou-se um fator inibidor, desde a implementação do regime de metas de inflação, de uma condução mais flexível da política monetária. O cenário atual em que se encontra a economia brasileira é caracterizado por uma relativa diminuição dessa vulnerabilidade, já que os chamados fundamentos econômicos mostram-se em considerável vantagem quando comparados com os prevalecentes nos primeiros anos do regime de metas de inflação.<sup>26</sup>

Contudo, a elevada participação dos preços administrados no IPCA (30% do índice) e a importância do canal do câmbio na determinação da SELIC, seja diretamente ou seja via expectativas e IPCA, impõem um comportamento perverso à política monetária. Isso ocorre, em parte, por um certo “efeito amplificador” que a elevada participação dos preços administrados ocasiona sobre os juros. Dito de outra forma, a grande participação dos preços administrados no IPCA faz com que variações cambiais tenham efeitos maiores sobre os preços e, portanto, sobre a taxa de juros, do que se a mesma participação fosse menor.

A dinâmica de determinação da taxa SELIC, que se observa a partir dos resultados econométricos encontrados, mostra que a atuação dos juros sobre o *gap* do produto não segue a lógica da tradicional *Curva de Phillips*. Isto porque a SELIC é determinada direta e indiretamente pelo canal de câmbio e suas elevações, ao impactarem o nível de utilização da capacidade produtiva, não exercem efeito inverso sobre os preços. Dessa forma, a taxa de juros está respondendo a uma inflação de custos e comprimindo ou inibindo recuperação das margens de lucro.

Apesar de a política monetária ter um caráter relativamente passivo dentro do sistema, ou seja, responder à taxa de inflação, o grau com que tal causalidade ocorre é extremamente modesto. Sendo assim, elevações da taxa SELIC, ao não explicarem mais do que 15% da variação da taxa de inflação, mostram que essa variável está operando com considerável perda de eficácia. Pode-se inferir que tal anomalia seja derivada tanto da participação dos preços administrados, que não respondem a elevações da SELIC, como da

---

<sup>26</sup> Entendem-se aqui como fundamentos econômicos, entre outros, a situação fiscal e a estabilidade de preços.

perversidade do mercado de dívida pública no Brasil. Esse último fator é explicitado no baixo efeito riqueza da política monetária, devido a excessiva participação de títulos pós-fixados, mais especificamente LFTs, na composição da DMFi.

Os resultados encontrados parecem indicar a necessidade de mudança em dois *frontes*. Primeiro, faz-se necessário a adoção de alguma medida para reduzir a volatilidade cambial na economia brasileira. Em segundo lugar, é preciso diminuir a participação dos preços administrados, o que passa necessariamente por uma revisão de contratos e desindexação dos preços monitorados ao IGPM e IGP-DI. Sem essas mudanças, os ganhos advindos da estabilidade de preços continuarão demasiadamente limitados, já que a mesma não vem acompanhada que uma queda consistente das taxas reais de juros e de taxas de crescimento econômico sustentáveis a longo prazo.

#### 4 – A Relação entre o Mercado de Dívida Pública e a Política Monetária no Brasil

O efeito riqueza pode ser considerado um dos canais de transmissão da política monetária. Esse efeito opera da seguinte forma: mudanças na política monetária afetam o valor dos ativos que, por sua vez, afetam os gastos dos consumidores com serviços e bens de consumo (LUDVIGSON, STEINDEL e LETTAU, 2002).

Contudo, pode-se afirmar que tal efeito opera de forma inexpressiva, ou até mesmo perversa, na economia brasileira. O fator determinante desse problema é a grande participação de títulos pós-fixados, mais especificamente as Letras Financeiras do Tesouro (LFT), na composição da dívida líquida do setor público, doravante denominada DLSP.<sup>27</sup>

A característica peculiar de tais títulos, no que se refere a formação de seu preço, e a majoritária participação do mesmo como indexador da DMFi, acaba por diminuir a eficácia da política monetária, exigindo que a mesma seja conduzida de forma mais agressiva.

Ao se retirar o efeito riqueza como um canal de transmissão da política monetária, mudanças na taxa de juros deixam de ter o efeito contracionista desejado. Ainda, dependendo da participação das LFTs no estoque da dívida e da disponibilidade da

---

<sup>27</sup> A participação desses títulos na DLSP chegou a atingir 54,3% em outubro de 2005.

autoridade monetária em recomprar títulos pré-fixados, ou trocá-los por LFTs em momentos de crise, o efeito de mudanças na taxa de juros pode ser o inverso do esperado. Isso pode ocorrer pelos simples fato de que ao se retirar o efeito riqueza, elevações da taxa de juros atuarão somente no sentido de valorização dos ativos, dada a característica de duração zero das LFTs.<sup>28</sup>

O processo de formação de preço da LFT ocorre de acordo com a seguinte metodologia:<sup>29</sup> a) calcula-se a cotação do título, que é dada de acordo com a taxa de ágio ou deságio exigida pelo mercado<sup>30</sup>; b) atualiza-se o valor nominal de acordo com um fator de atualização que é dado pela taxa SELIC acumulada entre uma data base e a data de compra do título; c) projeta-se o valor nominal para a data de liquidação, que no caso das LFTs é diária e, portanto, o título será diariamente corrigido pela taxa SELIC corrente; e d) o preço unitário é dado pelo produto da cotação pelo valor nominal projetado.

$$1) \text{Cotação}\% = \frac{100}{(1+i)^{DU/252}}$$

$$3) VNA = R\$1000 * \text{atualização}$$

$$4) VNA / \text{projetado} = VNA [(1 + SELIC)]^{(1/252)}$$

$$5) PU = VNA / \text{projetado} * \text{Cotação}\%$$

onde:

- a) PU é o preço unitário da LFT;
- b) Cotação é o coeficiente de correção do preço em função do ágio ou deságio;
- c) (i) é taxa anual de ágio ou deságio aplicada para o vencimento do ativo;
- d) VNA é o valor nominal do título atualizado pela SELIC média acumulada (atualização);
- e) VNA projetado é o valor nominal, já atualizado, na data de liquidação do título, que no caso das LFTs é diária.
- f) DU são os dias úteis acumulados entre a data atual até o vencimento do ativo<sup>31</sup>.
- g) Atualização é a correção do valor nominal do título entre a data base e a data de compra.

<sup>28</sup> A duração diferencia-se do prazo do título, sendo o primeiro o efeito da taxa de juros sobre o preço do título e o segundo o próprio prazo temporal de emissão do ativo.

<sup>29</sup> Essa metodologia de cálculo do preço das LFTs pode ser encontrada no manual do Tesouro Nacional sobre a metodologia de cálculo dos títulos públicos ofertados.

<sup>30</sup> Dado que a taxa SELIC representa um custo de oportunidade para os agentes, a taxa de deságio tende a estar muito próxima de zero, elevando-se em momentos de *stress*.

<sup>31</sup> A data em que ocorre o vencimento não é contada.

É importante observar que um aumento da taxa SELIC não exerce nenhum impacto negativo sobre o preço do ativo, pelo contrário, como o valor nominal é atualizado pela taxa básica, elevações da SELIC impactam positivamente o preço unitário do título. Dessa forma, o efeito de uma elevação da taxa SELIC sobre o preço do título, apesar de positivo, será próximo de zero. Essa elasticidade do preço de um *bond* dada uma mudança percentual no fator de desconto é a já definida duração do ativo, mais conhecida como *Duration de Macauley*.

No caso das LFTs, como pode ser visto através do processo de formação de preço do título, elevações dos juros não acarretam perdas para o investidor e, portanto, o tempo necessário para que não haja perdas pelo movimento dos juros (duração) é zero. Como a recontratação é diária, além de não haver perda de capital, o título estará sendo sempre remunerado pela taxa de juros corrente.<sup>32</sup>

A característica aqui denominada “recontratação diária” ocorre devido à peculiaridade existente na determinação do preço unitário das LFTs, que tem seu valor indexado à SELIC diária. Portanto, sendo nula a duração das LFTs, não há a ocorrência do chamado efeito riqueza derivado de elevações da taxa de juros. Ao contrário do que ocorre com os títulos pré-fixados, por exemplo, onde aumentos da taxa SELIC diminuem o preço de mercado do título e, portanto, “tornam os detentores de tais ativos mais pobres”, no caso das LFTs esse mecanismo inexistente.

A perda da eficácia da política monetária, derivada em parte da grande participação de LFTs na DMFi, pode ser um importante motivo na explicação da dificuldade de ser reduzir a taxa básica de juros no Brasil. Ao oferecer aos agentes um título sem risco de taxa e com alta rentabilidade que, por sua vez, é demandado majoritariamente por fundos de investimento na composição de seus fundos DI, estimula-se um *crowding out* dos investimentos privados.

Dessa forma, a riqueza financeira tende a se concentrar em aplicações de curto prazo referenciadas na taxa do *overnight*. Isso se deve ao simples fato de que as LFTs fornecem um *hedge* contra choques imprevistos na taxa de juros, o que imuniza o sistema

---

32 O Banco Central do Brasil define a duração das LFTs como 0,03, ou seja, é considerado que tal título tem a duração de um dia (1/30). A recontratação do preço de uma LFT se realiza em bases diárias pela taxa média do sistema especial de liquidação e custódia, sendo a mesma apurada pelo Banco Central com base nos preços de negociação diários dos títulos públicos federais (MOURA, 2006).

financeiro do efeito dos juros mais altos (MOURA, 2006). Além disso, dificultam a ampliação do mercado de crédito a taxas mais acessíveis – já que a SELIC opera como um custo de oportunidade. Assim, retiram eficácia da política monetária também sobre esse mecanismo de transmissão, além de poderem estimular um comportamento perverso no mercado de crédito.

Nesse contexto, a demanda pelos títulos pré-fixados passa a ser uma demanda predominantemente especulativa, onde expectativas de novas elevações da taxa de juros básica restringem a continuidade do processo de alongamento e elevação da duração da dívida. Portanto, o mecanismo do efeito riqueza perde força justamente no momento mais necessário, quando a taxa básica tem de ser elevada por qualquer motivo.

A peculiaridade das LFTs, no que se refere ao seu mecanismo de formação de preço, bem como sua majoritária participação na DMFi, geram uma série de problemas para a obtenção de uma política monetária com maior eficácia. Além de eliminar parte do efeito riqueza da política monetária e, ainda, poderem gerar um efeito renda positivo, a existência de tais títulos faz com que a riqueza financeira se concentre predominantemente no curto prazo.

A lógica do curto prazo tanto desestimula o crédito na economia, já que a SELIC opera como um custo de oportunidade, como impede um maior crescimento do mercado de capitais no país. Esses fatos, sem dúvida, também operam como fatores limitadores da capacidade de crescimento da economia brasileira, pois as empresas passam a ter de pagar um custo de oportunidade muito alto no financiamento de seus projetos.

Dessa forma, a existência das LFTs, ao oferecer uma garantia aos investidores de uma aplicação de um dia feita repetidamente, não só dificulta uma queda mais expressiva e continuada dos juros no país como atua também negativamente sobre o crescimento econômico. Dadas essas duas conseqüências, a própria queda da dívida pública como proporção do PIB fica comprometida.

Além disso, a melhora na composição da dívida, como a observada a partir do final de 2005, parece ficar limitada à continuidade das expectativas positivas quanto à conjuntura econômica. Visto que as compras de títulos pré-fixados são feitas predominantemente por agentes financeiros, submetidos a modelos de gestão de risco e estimulados por perspectivas de ganhos de capital, o próprio processo de aumento da

duração da dívida encontra um limite.<sup>33</sup> Nesse contexto, qualquer mudança de cenário não só revertem as melhorias obtidas na duração e alongamento da dívida pública, como impõe à autoridade monetária a recompra ou troca dos títulos pré-fixados.

A manutenção das LFTs, criadas no Plano Cruzado e mantidas até hoje como os principais indexadores da dívida pública, precisa ser revista urgentemente. A manutenção de tais títulos não é condizente com a estabilidade de preços e a construção de uma economia com sólidos fundamentos. Como bem define Carneiro (2006), se os ganhos obtidos nos últimos anos com a estabilidade de preços não forem suficientes para baixar os juros, então os efeitos da vitória sobre a inflação serão parcialmente devolvidos.

Em suma, a elevação da duração da dívida, que depende da eliminação das LFTs como principal indexador, é condição necessária para que se possa aumentar a eficácia da política monetária. Tal mudança pode, inclusive, possibilitar que choques adversos sobre a inflação possam ser combatidos com menores custos fiscais, viabilizando a retomada de investimentos públicos essenciais.

#### **4 – Conclusão.**

Ao longo deste artigo procuramos avaliar as causas do elevado custo do capital prevalecente na economia brasileira. Para tanto, analisamos os determinantes do *spread* bancário e da taxa de juros de curto-prazo, que são os componentes principais do *custo médio ponderado do capital* na economia brasileira. No que se refere aos determinantes do *spread* bancário, nossa análise mostrou, em acordo com estudos internacionais sobre o tema, a importância dos fatores macroeconômicos, em particular, a taxa básica de juros. Dessa forma, podemos concluir que o problema do elevado *spread* bancário é um reflexo direto do problema das elevadas taxas de juros observadas na economia brasileira. Além disso, foi detectado um importante componente inercial da formação do *spread* bancário brasileiro, de forma que uma redução permanente da taxa básica de juros por parte do Banco Central só terá um impacto significativo sobre o *spread* após um intervalo de tempo considerável.

---

<sup>33</sup> Para uma discussão sobre esse aspecto ver Ferreira, Robotton e Dupita (2004).



No que se refere ao “problema dos juros”, nossa análise aponta para uma explicação baseada na possível perda de eficácia na condução da política monetária, causada tanto pela dinâmica de determinação da taxa SELIC como pela composição da DMFi.

A dinâmica da função de reação do Banco Central do Brasil indica que a taxa SELIC reage às variações da taxa nominal de câmbio, as quais são o principal determinante da variação do IPCA. Dessa forma, o BCB termina por elevar a taxa de juros básica para combater pressões inflacionárias que não advêm do lado da demanda da economia, mas que são causadas pelas pressões de custo oriundas dos efeitos da desvalorização cambial sobre o custo de produção das firmas. Como a inflação brasileira é predominantemente uma inflação de custos, a política monetária só pode ter impacto sobre a taxa de inflação por intermédio de aumentos “cavaleiros” da taxa básica de juros; sendo essa uma explicação possível para o “problema dos juros” no Brasil.

No que se refere a composição da DMFi, indexada majoritariamente por Letras Financeiras do Tesouro, pode-se constatar que a característica desse títulos, no que se refere à formação de seu preço, dilui o efeito riqueza da política monetária. Além de eliminar um dos canais de transmissão da política monetária, as LFTs levam à concentração da riqueza financeira no curto prazo, inibindo a ampliação do mercado de capitais e o alongamento e aumento da duração da dívida pública. Portanto, não só dificultam a queda dos juros como atuam como um custo de oportunidade para uma realocação de recursos que seja favorável à retomada do crescimento econômico.

Nesse contexto, ao mesmo tempo em que a participação dos preços administrados aumenta a frequência de ajustes necessários na política monetária e as LFTs aumentam a magnitude do ajuste necessário, a concentração da riqueza no *overnight* diminui o crédito na economia e inibe o crescimento do mercado de capitais. Dados esses fatores duas consequências podem ser inferidas: a elevação da frequência e magnitude dos ajustes necessários na política monetária inviabiliza uma queda mais acentuada dos juros no país e; o crescimento econômico é inibido pela manutenção de uma política monetária restritiva e de condições não favoráveis à criação de um ambiente propício ao investimento na atividade produtiva.

Dessa forma, a solução desse problema exige a atuação em três *frontes*. Em primeiro lugar, devem-se adotar medidas que visem à redução da volatilidade cambial observada na economia brasileira, de maneira a suavizar<sup>34</sup> os movimentos da taxa nominal de câmbio ao longo do tempo. Para tanto, pode ser necessária a adoção de medidas de controles de capitais na linha sugerida recentemente por Paula, Oreiro e Jonas (2003).

Em segundo lugar, deve-se proceder a uma desindexação generalizada dos contratos dos preços administrados de maneira a impedir que uma eventual desvalorização da taxa nominal de câmbio – necessária, nas condições atuais, para reverter o processo de desindustrialização em marcha na economia brasileira – seja repassada para os preços administrados e, por intermédio dos mesmos, para a taxa de inflação medida pelo IPCA. Em outras palavras, trata-se de aprofundar e levar a término o processo de desindexação dos preços da economia brasileira, iniciado, mas não acabado, pelo Plano Real.

Por fim, faz-se necessária a eliminação das Letras Financeiras do Tesouro como principal indexador da DMFi. Essa é uma condição necessária tanto para a diminuição do custo de administração da dívida no médio e longo prazo como para o aumento da eficácia da política monetária e, portanto, para uma queda da taxa de juros no país.

### **Referências Bibliográficas.**

- AFANASIEFF, T.S., LHACER, P.M.; NAKANE, M.I. (2002) “The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil”. *Money Affairs*, vol. XV, n. 2, pp.183-207
- ALLEN, L. (1988). “The determinants of bank interest margins: a note”. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 23, pp. 231-235.
- AMARAL, Rafael Quevedo; MOTTA, Fernando Correia. “Uma análise da política monetária brasileira: a determinação da inflação e a Regra de Taylor do Banco Central”. ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, ANPEC-SUL, Florianópolis, 2006.
- AMARAL, Rafael Quevedo; OREIRO, José Luis. “Armadilha do regime de política monetária brasileiro: a existência de equilíbrios múltiplos”. XI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA - SEP, Vitória, 2006.
- ANGBAZO, L. (1997) “Commercial bank net interest margins, default risk, interest-rate risk, and off-balance sheet banking”, *Journal of Banking and Finance*, vol. 21, pp. 55-87.

---

<sup>34</sup> Isso não quer dizer que estejamos defendendo a volta do regime de câmbio semi-fixo prevalecte no Brasil até dezembro de 1998. Nossa proposta é pela manutenção do regime de câmbio flutuante, mas que a flutuação do câmbio seja administrada a exemplo do que ocorre na Índia. A respeito da idéia de administração da taxa de câmbio ver Lara (2006).

- ARIDA, Pécisio (2003<sup>a</sup>). “Por Uma Moeda Plenamente Conversível”, *Revista de Economia Política*, vol. 23, no. 3 (91).
- (2003b). “Ainda Sobre Conversibilidade”, *Revista de Economia Política*, vol. 23, no. 3 (91).
- ARIDA, Pécisio, BACHA, Edmar e LARA-RESENDE, André (2004). “Credit, Interest, and Jurisdictional Uncertainty: Conjectures on the Case of Brazil”, Instituto de Estudos de Política Econômic, Casa das Garças, Rio de Janeiro, Brasil: mimeo.
- ARONOVICH, S. (1994). “Uma nota sobre os efeitos da inflação e do nível de atividade sobre o spread bancário”. *Revista Brasileira de Economia*, vol. 48, n.1.
- ASTERIOUS, Dimitrios. *Applied Econometrics: a modern approach using eviews and microfit*. New York, Palgrave Mcmillan, 2006, 423 p.
- BACHA, Edmar Lisboa; OLIVEIRA, Luiz Chrysóstomo. *Mercado de capitais e dívida pública*. Rio de Janeiro: Contra Capa, 2006.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL - BCB (2004). <http://www.bcb.gov.br>, acessado em 11 de maio de 2004.
- BARBOSA, F.H. (2006). “The Contagion Effect of Public Debt on Monetary Policy: the Brazilian experience”. *Revista de Economia Política*, Vol. 26, N.2.
- BELAISCH, A. (2003). “Do Brazilian banks compete?”. IMF Working Paper WP/03/113.
- BRESSER, L.C; NAKANO, Y. (2002). “Uma Estratégia de Desenvolvimento com Estabilidade”. *Revista de Economia Política*, Vol. 22, N.3.
- BROCK, P. L. & SUAREZ, L.R. (2001). “Understanding the behavior of bank spreads in Latin America”. *Journal of Development Economics*, vol. 63, pp. 113-134.
- CARDOSO, E.; GOLDFAJN, I. (1998). “Capital flows to Brazil: the endogeneity of capital controls”. *IMF Staff Papers*, vol. 45, n.1, pp. 161-202, março.
- CARNEIRO, Dionísio Dias. Letras Financeiras do Tesouro e normalidade financeira: haverá um “peso problem”? In: BACHA, Edmar Lisboa; OLIVEIRA, Luiz Chrysostomo. *Mercado de capitais e dívida pública*. Rio de Janeiro: Contra Capa, 2006, p. 197-218.
- CURADO, M.L; LARA, L. (2005). “O comportamento da taxa Selic no regime de metas de inflação e a paridade descoberta da taxa de juros”. *Boletim Economia & Tecnologia*, Ano 01, Vol. 03, CEPEC: UFPR.
- COUTINHO, R. (2003). *Spread e Concentração Bancária no Brasil*. Monografia de conclusão do curso de Ciências Econômicas. Curitiba: CSA/UFPR.
- DEMIRGUÇ-KUNT, A. & HUIZINGA, H. (1999). “Determinants of commercial bank interest margins and profitability: some international evidence”. *The World Bank Economic Review*, vol. 13, n. 2, pp. 379-408.
- ENDERS, W. (1995). *Applied Econometric Times Series*. New York: John Wiley & Sons, Inc., 2<sup>a</sup> Edição.

- FERREIRA, Carlos Kawall L.; Robotton, Murilo F.; DUPITA, Adriana B. Política monetária e alongamento da dívida pública: uma proposta de discussão. Texto para discussão, n. 09/2004, PUC-SP.
- FREIXAS, X. & ROCHET, J. (1999). *Economía Bancaria*. Antoni Bosch: Barcelona.
- GRANGER, C. W. J. (1969). “Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods”. *Econometrica*, vol. 37, pp. 424-438
- GREENE, William H. *Econometric Analysis*. Pearson Education: Delhi, 2005, 1026 p.
- HO, T. S. Y.; SAUNDERS, A. (1981). “The determinants of bank interest margins: theory and empirical evidence”. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 16, pp. 581-600.
- HOLLAND, M. (2006). “Por que as taxas de juros reais são tão elevadas no Brasil”. *Boletim Economia & Tecnologia*, Ano 02, Vol. 04, CEPEC: UFPR.
- IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND (2001). *International Capital Markets: Developments, Prospects, and Key Policy Issues*. Washington: IMF.
- IPEA: Banco de dados. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/SobreIpea/ipeadata>>. Acesso em: jul. 2006.
- KLEIN, M.A. (1971). “A Theory of the Banking Firm”. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 3, n 2, pp. 205-218.
- KOYAMA, S. M. & NAKANE, M. I. (2001) “Os determinantes do spread bancário no Brasil”. In Banco Central do Brasil, *Juros e Spread Bancário no Brasil: Avaliação de 2 Anos do Projeto*, pp. 27-30. Brasília: Banco Central do Brasil.
- LARA, L. (2006). “Regimes Cambiais Alternativos para o Caso Brasileiro”. *Monografia de Conclusão de Curso*. Departamento de Economia: UFPR.
- LUDVIGSON, Sydney; STEINDEL, Charles; LETTAU, Martin. Monetary Policy Transmission through the consumption-wealth channel. **Economic Policy Review**, Maio de 2002.
- MATSUMOTO, K. (2000). *Efeitos Reais da Transmissão de Política Monetária: Comparação Empírica entre Brasil e Argentina*. Dissertação de Mestrado. FGV-RJ.
- MAUDOS, J. e GUEVARA, J. F. (2004). “Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union”. *Journal of Banking and Finance*, vol. 28, n. 9, pp. 2259-2281.
- McSHANE, R.W.; SHARPE I.G. (1985). “A time series/cross section analysis of the determinants of Australian trading bank loan/deposit interest margins: 1962-1981”. *Journal of Banking and Finance*, vol. 9, pp.115-136.
- MENDONÇA, H. F. (2005) *Metas para inflação e variáveis macroeconômicas: uma avaliação empírica*. Acessado em: 01/08/2006. Disponível em: [www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A040.pdf](http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A040.pdf)
- MOURA, Alkimar R. *Letras Financeiras do Tesouro: quousque tandem*. In: BACHA, Edmar Lisboa; OLIVEIRA, Luiz Chrysostomo. *Mercado de capitais e dívida pública*. Rio de Janeiro: Contra Capa, 2006, p. 245-254.

- NAKANE, M. I. (2003) “Concorrência e spread bancário: uma revisão da evidência para o Brasil”. In Banco Central do Brasil, Juros e Spread Bancário no Brasil: Avaliação de 4 Anos do Projeto, pp. 58-67. Brasília: Banco Central do Brasil.
- NAKANE, M.I. (2002). “A test of competition in Brazilian banking”. *Estudos Econômicos*, 32, pp. 203-224.
- NAKANE, M.I.; COSTA, A.C.A. (2005). “Spread bancário: os problemas da comparação internacional”. *Risk Update*, ano 1, n. 3, pp. 9-14.
- ONO, F.H; JONAS, G.; OREIRO, J.L; PAULA, L.F. (2005). “Conversibilidade da Conta de Capital, Taxa de Juros e Crescimento Econômico: uma avaliação da proposta de plena-conversibilidade do Real”. *Revista de Economia Contemporânea*, Vol. 09, N.02.
- OREIRO, J.L, PAULA, L.F; JONAS, G. (2004). “Por uma moeda parcialmente conversível: uma crítica a Arida e Bacha”. *Revista de Economia Política*, vol. 24, no. 2 (94).
- OREIRO, J.L; LEMOS, B.P; MISSIO, F.J; PADILHA, R.A. (2005). “Qual a taxa potencial de crescimento da economia brasileira? Uma análise com base na calibragem de dois modelos tradicionais de crescimento econômico”. *Revista de Economia*, Vol. 31, N.2, Jul/Dez.
- PAULA, L.F.; ALVES JR, A.J. (2003) “Banking behavior and the Brazilian economy after the Real Plan: a post-Keynesian approach”. *Banca Nazionale del Lavoro Quaterly Review*, n. 227, pp. 337-365.
- PAULA, L.F., OREIRO, J.L.; JONAS, G. (2003). “Fluxos e controle de capitais no Brasil: avaliação e proposição de política”. In SICSÚ, J., OREIRO, J.L; PAULA, L.F. (org). *Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços*. Barueri/SP, Editora Manole.
- PINDYCK, Robert S.; RUBINFELD, Daniel L. *Econometric models and economic forecasts*. New York: Mc Graw-Hill, 1991. 596 p.
- RAMASWAMY, R.; SLØK, T(1998) The real effects of monetary policy in the European union: what are the differences? IMF Staff Papers, vol. 45, n. 2.
- SAUNDERS, A.; SCHUMACHER, L. (2000). “The determinants of bank interest rate margins: an international study”. *Journal of International Money and Finance*, vol. 19, pp. 813-832.
- SILVA, G. J. C.; OREIRO, J.L.; PAULA, L.F.R. (2006). *Comportamento do Spread Bancário no Brasil: uma avaliação empírica recente*. Mimeog.
- SIMS, C.(1980). “Macroeconomics and reality”. *Econometrica*, vol. 48, n.1, pp. 1-48.
- TESOURO NACIONAL. Metodologia de cálculo dos títulos públicos ofertados no Tesouro Direto. 4º. edição. Disponível em:  
[http://www.tesouro.fazenda.gov.br/tespuro\\_direto/download/metodologia.pdf](http://www.tesouro.fazenda.gov.br/tespuro_direto/download/metodologia.pdf).

## ANEXO I

**Tabela 8 – Decomposição da variância do modelo**

Decomposição da Variância da UTIL. CAP

<i>Lag</i>	<b>SELIC</b>	Câmbio	IPCA.	EXPEC.
1	<b>0.000000</b>	0.000000	0.000000	0.000000
2	<b>2.521497</b>	0.164844	0.291186	0.655993
3	<b>4.520889</b>	0.278546	4.474150	0.989166
4	<b>4.320814</b>	0.298273	4.935751	7.198309
5	<b>4.551580</b>	0.545546	4.686641	11.21237
6	<b>5.272684</b>	0.972866	4.775543	12.20026
7	<b>7.065466</b>	1.208838	4.960923	11.98332
8	<b>9.457532</b>	1.461707	4.905666	11.65447
9	<b>11.44568</b>	1.589525	4.837314	11.61461
10	<b>13.62867</b>	1.720657	4.758801	11.85047
11	<b>15.63178</b>	1.909277	4.743073	12.40438
12	<b>17.02689</b>	2.164337	4.752445	13.22922

Decomposição da Variância do Câmbio

<i>Lag</i>	UTIL. CAP.	<b>SELIC</b>	IPCA.	EXPEC.
1	1.899288	<b>1.219822</b>	0.000000	0.000000
2	1.642434	<b>0.628966</b>	0.022822	0.488476
3	1.306284	<b>1.804513</b>	0.187164	4.348964
4	1.021298	<b>1.752022</b>	0.698043	10.16368
5	0.818885	<b>2.108345</b>	0.620110	13.41562
6	0.790158	<b>2.597370</b>	0.494966	17.32842
7	1.069419	<b>2.914731</b>	0.424252	22.09120
8	1.397686	<b>3.143547</b>	0.361618	26.86793
9	1.785727	<b>3.364889</b>	0.317938	30.47661
10	2.262824	<b>3.504438</b>	0.286251	33.14855
11	2.834348	<b>3.691248</b>	0.263397	35.08020
12	3.452607	<b>3.963132</b>	0.259027	36.27724

Decomposição da Variância do IPCA

<i>Lag</i>	UTIL. CAP.	<b>SELIC</b>	<b>Câmbio</b>	<b>EXPEC.</b>
1	2.469609	<b>2.766601</b>	<b>12.56947</b>	<b>0.000000</b>
2	10.29964	<b>12.04381</b>	<b>20.54470</b>	<b>10.88205</b>
3	9.666302	<b>12.32953</b>	<b>31.84442</b>	<b>11.88481</b>
4	9.530081	<b>14.21782</b>	<b>37.51483</b>	<b>9.987880</b>
5	7.981431	<b>13.82273</b>	<b>39.33266</b>	<b>12.60785</b>
6	6.597177	<b>12.63049</b>	<b>41.49246</b>	<b>17.36079</b>
7	5.479665	<b>10.79526</b>	<b>40.18242</b>	<b>25.41703</b>
8	5.072468	<b>9.714084</b>	<b>36.92786</b>	<b>32.73913</b>
9	5.155278	<b>9.309893</b>	<b>34.03114</b>	<b>37.47554</b>
10	5.453258	<b>9.208014</b>	<b>32.29704</b>	<b>39.78810</b>
11	5.774264	<b>8.988708</b>	<b>31.17708</b>	<b>41.23051</b>
12	6.192929	<b>8.812684</b>	<b>30.44023</b>	<b>42.03126</b>

Decomposição da Variância da SELIC.

<i>Lag</i>	UTIL. CAP.	<i>Câmbio</i>	<i>IPCA</i>	<i>EXPEC.</i>
1	8.870189	<b>0.000000</b>	<b>0.000000</b>	<b>0.000000</b>
2	16.66193	<b>0.328455</b>	<b>0.416852</b>	<b>4.003313</b>
3	16.76303	<b>0.652571</b>	<b>1.263390</b>	<b>8.825679</b>
4	16.76722	<b>0.911894</b>	<b>2.791062</b>	<b>8.680998</b>
5	16.94404	<b>4.421616</b>	<b>5.037600</b>	<b>6.146332</b>
6	16.35263	<b>10.75403</b>	<b>6.339228</b>	<b>4.762145</b>
7	14.93978	<b>17.68961</b>	<b>6.874699</b>	<b>6.093620</b>
8	13.37799	<b>23.65133</b>	<b>6.591144</b>	<b>9.227406</b>
9	11.85515	<b>27.97437</b>	<b>5.783007</b>	<b>13.61613</b>
10	10.57909	<b>30.30411</b>	<b>4.903432</b>	<b>18.98838</b>
11	9.598919	<b>30.88058</b>	<b>4.149458</b>	<b>24.86684</b>
12	8.914061	<b>30.32737</b>	<b>3.540957</b>	<b>30.55694</b>

Decomposição da Variância das EXPECTATIVAS

<i>Lag</i>	UTIL. CAP.	SELIC	<i>Câmbio</i>	<i>IPCA</i>
1	0.410018	0.060523	<b>0.221692</b>	<b>19.68978</b>
2	0.834428	5.772448	<b>10.65636</b>	<b>10.12770</b>
3	0.495889	10.02530	<b>26.99151</b>	<b>5.200918</b>
4	0.382181	10.47727	<b>40.43672</b>	<b>4.152738</b>
5	0.301173	10.16245	<b>50.22053</b>	<b>4.100141</b>
6	0.302353	9.379238	<b>54.02478</b>	<b>3.615328</b>
7	0.477910	8.810248	<b>53.68808</b>	<b>2.752247</b>
8	0.755059	8.471514	<b>50.82066</b>	<b>2.217954</b>
9	1.177375	8.339360	<b>47.47179</b>	<b>1.884919</b>
10	1.667825	8.181536	<b>44.44043</b>	<b>1.663195</b>
11	2.224514	7.919399	<b>41.77888</b>	<b>1.511836</b>
12	2.859730	7.663409	<b>39.57954</b>	<b>1.406259</b>

FONTE: Software Eviews

NOTA:

Os valores em negrito representam as relações significativas.