

Por que as taxas de juros são tão elevadas no Brasil? Uma avaliação empírica

JOSÉ LUÍS OREIRO
LUIZ FERNANDO DE PAULA
GUILHERME JONAS COSTA DA SILVA
RAFAEL QUEVEDO DO AMARAL*

This paper aims at exploring some hypothesis to explain why real interest rate and bank spread are so high. We argue that the interest rate problem and bank spread problem are connected. More precisely, one important cause of bank spread is the high level of BCB interest rate. So, the solution of interest rate problem, so that it can converge to the levels observed in other countries, will help to reduce bank spread, and doing so contributing to the reduction of the capital cost of the Brazilian economy.

Keywords: economic growth; interest rate; Brazilian economy.

JEL Classification: E22; E43; E44; E52.

INTRODUÇÃO

Nos últimos 25 anos a economia brasileira vem crescendo a uma taxa média de 2,6% a.a., valor bastante inferior a média observada no período 1947-1980 (7,1% a.a.) e abaixo da taxa média de crescimento obtida por outros “grandes” países emergentes, como, por exemplo, China e Índia¹. Tendo em vista um crescimento populacional da ordem de 1,5% a.a o PIB *per capita* tem crescido nos últi-

* Professor do Departamento de Economia da Universidade de Brasília (UnB) e Pesquisador Nível I do CNPq. E-mail: joreiro@unb.br; Professor da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ) e Pesquisador Nível I do CNPq. E-mail: luizfpaula@terra.com.br; Professor do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia (UFU). E-mail: guilhermefonas@yahoo.com.br; Economista do Departamento Nacional de Produção Mineral. E-mail: quevedoam@yahoo.com.br. Os autores agradecem as sugestões de dois pareceristas anônimos, isentando-os de erros e omissões remanescentes. Submetido: 15/Setembro/2009; Aprovado: 7/Novembro/2011.

¹ No período 1999-2006 as taxas de crescimento médio da China, Índia e Rússia foram, respectivamente, 9,3%, 6,8% e 6,7%, enquanto o Brasil cresceu a 2,8% (cf. Paula, 2008a, p. 52).

mos 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. Uma das causas dessa situação de semiestagnação é a reduzida formação bruta de capital fixo como proporção do PIB. Conforme Oreiro et al. (2005), para que a economia brasileira possa crescer a uma taxa de 5% a.a. no longo prazo, sem gerar pressões inflacionárias, a taxa de investimento deveria aumentar para, pelo menos, 25% 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 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 (Holland, 2006).

O conceito relevante de custo do capital para a avaliação dos projetos de investimento é o 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 chamadas *Letras Financeiras do Tesouro* (LFT). Uma característica importante das LFTs é que o seu valor nominal é indexado pela taxa Selic fixada pelo BCB nas reuniões do Comitê de Política Monetária (COPOM). 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 liquidez². Nesse contexto, a elevada taxa real de juros de curto prazo — ou seja, a taxa real de retorno dos ativos livres de risco — prevalecen-

² 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 LFTs, 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. Assim, o prazo mínimo de retenção do título para se evitar perdas de capital é igual a um dia.

te 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 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) a principal fonte de capital de terceiros para as empresas brasileiras. Em função dos elevados *spreads* cobrados pelo sistema bancário brasileiro, o custo dos empréstimos bancários para as empresas é bastante elevado, aumentando assim o custo do capital de terceiros e contribuindo, portanto, para o elevado custo do capital das empresas observado na economia brasileira.

O presente artigo objetiva avaliar o problema das elevadas taxas de juros no Brasil, apresentando algumas hipóteses e evidências empíricas a respeito do porque a taxa de juros de curto prazo e os *spreads* bancários são tão elevados. Isso posto, o artigo está dividido em cinco seções, além da introdução. Na segunda seção apresenta-se um modelo teórico simples de determinação da taxa real de juros num contexto de metas inflacionárias. A terceira seção está dedicada a um estudo empírico a respeito de uma das possíveis fontes de perda de eficácia da política monetária no Brasil. A quarta seção apresenta a relação entre o mercado de dívida pública e a política monetária no Brasil. A quinta seção analisa o comportamento do *spread* bancário no Brasil, enfatizando o papel da taxa básica de juros na explicação do elevado nível do *spread* bancário brasileiro. A última seção sumariza o artigo.

UM MODELO MACROECONÔMICO PARA A DETERMINAÇÃO DA TAXA DE JUROS LIVRE DE RISCO

Como já assinalado, no Brasil a taxa de juros livre de risco é representada pela taxa Selic, a qual é o instrumento básico de política monetária no atual regime de metas de inflação, implantado em 1999.

Nesta seção apresentaremos um modelo macroeconômico para uma economia que opera sob um regime de metas de inflação, com o intuito de analisar os determinantes da taxa real de juros.

Estrutura do Modelo³

Consideremos uma economia descrita pelo seguinte sistema de equações:

$$L_t = (Y_t - \bar{Y})^2 + \beta(\pi_t - \pi^*)^2 \quad (1)$$

³ A apresentação feita a seguir baseia-se em Carlin e Soskice (2006, p. 153).

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha(Y_t - \bar{Y})^2 \quad (2)$$

$$Y_t = \bar{Y} - \alpha(r_t - \bar{r}) \quad (3)$$

Onde: Y_t é o PIB real no período t , \bar{Y} é o produto potencial, π_t é a taxa de inflação no período t , π^* é meta de inflação de longo prazo definida pela autoridade monetária⁴ r_t é a taxa real de juros no período t , \bar{r} é a taxa natural de juros⁵; β é uma constante que representa o grau de aversão social a inflação; α é uma constante que representa a sensibilidade da taxa corrente de inflação ao hiato do produto, a é uma constante que representa a sensibilidade da demanda agregada e do nível de produção corrente às divergências entre a taxa real de juros e a taxa natural; e L_t é o valor da função perda social.

A equação (1) representa a “função perda social” do *policymaker*, o qual é suposto escolher os níveis de produto e inflação a cada período do tempo de forma a minimizar a perda social. A equação (2) nada mais é do que uma versão da curva de Phillips expandida pelas expectativas, supondo-se, no entanto, a existência de expectativas adaptativas. Por fim, a equação (3) é uma versão da curva IS para a economia em consideração.

O problema de otimização do *policymaker* no período t pode, então, ser representado por:

$$\text{Min} L_t = (Y_t - \bar{Y})^2 + \beta(\pi_t - \pi^*)^2 \quad (4)$$

$$\text{s.a} \quad \pi_t = \pi_{t-1} + \alpha(Y_t - \bar{Y})$$

A partir da condição de primeira ordem para a solução de (4), chega-se à seguinte equação:

$$Y_t = \bar{Y} - \alpha\beta(\pi_t - \pi^*) \quad (5)$$

A equação (5) define o lócus das combinações entre o nível de produto real no período t e a taxa de inflação no período t para as quais a função perda social é minimizada, ou seja, trata-se das combinações ótimas de produto e inflação por parte do *policymaker*.

⁴ No caso brasileiro, o Conselho Monetário Nacional (CMN).

⁵ A taxa natural de juros é definida, pela teoria convencional, como o valor da taxa real de juros para o qual o hiato do produto é igual a zero, fazendo com que a inflação permaneça estável ao longo do tempo.

Substituindo (5) em (3), obtemos a seguinte expressão:

$$r_t = \bar{r} + \left(\frac{\alpha\beta}{\alpha} \right) [\pi_t - \pi^*] \quad (6)$$

A expressão (6) nos mostra que a taxa real de juros no período t é determinada por dois elementos. O primeiro elemento é a “taxa natural de juros”. Essa taxa é determinada por uma grande miríade de fatores como a taxa de impaciência intertemporal dos consumidores, a elasticidade de substituição intertemporal do consumo, a produtividade marginal do capital, o nível dos gastos do governo, entre outros fatores. O segundo elemento reflete a “dosagem do aperto monetário” que é requerida para fazer com que a inflação corrente convirja com respeito à meta de inflação de longo prazo. Essa dosagem será tão maior quanto: (a) maior for a sensibilidade da inflação ao hiato do produto; (b) maior for o grau de aversão do *policymaker* aos desvios da inflação com respeito a meta inflacionária de longo prazo e (c) menor for a sensibilidade da demanda agregada às variações da taxa de juros.

Dessa forma, a persistência de um valor elevado da taxa real de juros por longos períodos de tempo, mesmo na ausência de choques exógenos, pode refletir não apenas a existência de uma taxa natural de juros elevada, como também, a ocorrência de ineficiências na execução da política monetária, ineficiências essas que exijam uma “dosagem maior” de aperto monetário para fazer com que a inflação convirja com respeito a meta de longo prazo. A ocorrência de choques exógenos pode aumentar ainda mais a persistência do componente “aperto monetário”, fazendo com que o mesmo se torne uma explicação importante para a ocorrência de elevadas taxas reais de juros por longos períodos.

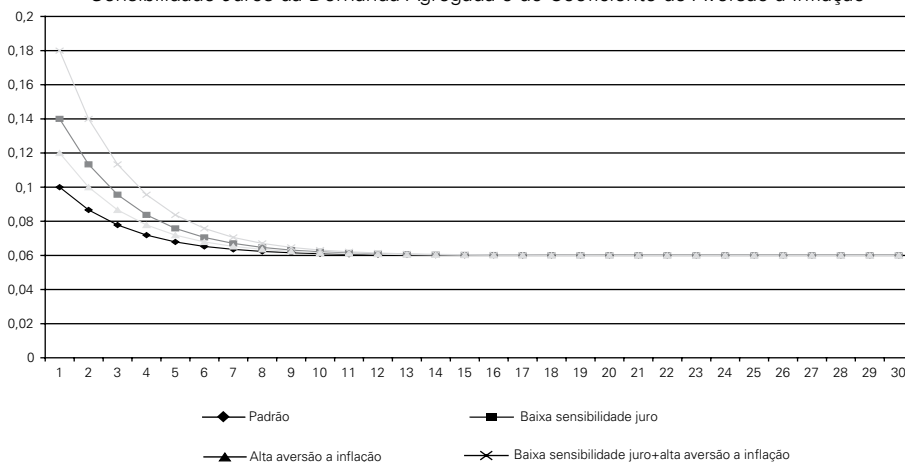
Dinâmica da Taxa Real de Juros

Para demonstrar a validade das afirmações feitas acima, consideremos uma economia na qual a taxa inicial de inflação é de 8% a.a. e a meta de inflação de longo prazo é de 4% a.a. Na trajetória-padrão consideraremos que $\beta = 0.5$; $\alpha = 1$ e $a = 0.5$. A dinâmica da taxa real de juros na trajetória-padrão será, então comparada, com os valores observados em três trajetórias alternativas, a saber: Trajetória I (baixa sensibilidade da demanda agregada às variações da taxa real de juros: $a = 0.25$), Trajetória II (alto coeficiente de aversão a inflação: $\beta = 0.75$) e Trajetória III (baixa sensibilidade da demanda agregada + alto coeficiente de aversão a inflação). A taxa natural de juros é suposta igual a 6% a.a. em todas as trajetórias, de forma que as diferenças observadas na dinâmica da taxa real de juros são devidas unicamente ao componente “aperto monetário”.

Na Figura 1 apresentamos a dinâmica da taxa real de juros na trajetória padrão e nas trajetórias I, II e III. Podemos observar duas coisas nessa Figura. Em primeiro lugar, em todas as três trajetórias, a taxa real de juros converge no longo

prazo para o valor de equilíbrio dado pela taxa natural de juros. No entanto, a média da taxa real de juros é diferente ao longo das trajetórias em consideração. Na simulação padrão, a taxa real de juros média ao longo de 30 períodos é de 6,4% a.a. Na trajetória I, a taxa real de juros média é de 6,6% a.a., na trajetória III a taxa real média de juros é de 6,8% a.a., ao passo que na trajetória III a taxa real média de juros é de 7,2% a.a., ou seja, 80 pontos base superior a taxa de juros prevalecente na simulação-padrão.

Figura 1 : Dinâmica da Taxa Real de Juros sob Diferentes Hipóteses a Respeito da Sensibilidade-Juros da Demanda Agregada e do Coeficiente de Aversão a Inflação



As diferenças existentes entre as taxas médias de juros ao longo das trajetórias simuladas se explicam fundamentalmente pelas diferenças entre as taxas de juros fixadas pelo Banco Central no início do processo de desinflação. Na trajetória-padrão, a desinflação exige uma taxa real de juros inicial de 10% a.a., na trajetória I a taxa requerida no início do processo sobre para 12%, na trajetória II ela sobe para 14%, ao passo que na trajetória III a taxa requerida é de 18%. Como assinalado, as diferenças nessas taxas resulta da combinação de vários fatores, como sensibilidade da demanda a taxa de juros, coeficiente de aversão a inflação, entre outros.

Esses resultados apontam para a hipótese de que a persistência de um valor elevado para a taxa real de juros de curto prazo no Brasil após a implantação do regime de metas de inflação pode resultar da existência de mecanismos que reduzam a eficácia da política monetária, aumentando assim a taxa real de juros requerida para a convergência da inflação com respeito a meta de longo prazo definida pelas autoridades monetárias.

No modelo teórico exposto acima pudemos identificar, ao menos, duas fontes possíveis dessa ineficácia, a saber: um alto grau de aversão “social” a inflação e uma baixa sensibilidade da demanda agregada às variações da taxa real de juros.

FONTES DE PERDA DE EFICÁCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL I: A “FUNÇÃO DE REAÇÃO” DO BANCO CENTRAL

Nesta seção argumentaremos que o Banco Central do Brasil possui, aparentemente, uma “preocupação excessiva” com a taxa de inflação, haja vista que o mesmo utiliza a taxa de juros básica como instrumento para debelar pressões inflacionárias originadas, fundamentalmente, por pressões de custo advindas de variações da taxa nominal de câmbio. A estimação da “função de reação” do Banco Central, ao estabelecer esse padrão de comportamento para a autoridade monetária, aponta para a existência de um elevado grau de aversão a inflação, o que aumenta a taxa de juros requerida para a convergência da inflação a meta de longo prazo, tal como foi visto na seção anterior⁶.

Para demonstrar a validade dessa afirmação, nesta seção, estimaremos a partir da utilização de um modelo VAR — Vetores Auto-Regressivos⁷, 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. As fontes dos dados utilizadas no exercício empírico são i) Taxa de juros Selic do BCB; ii) Taxa de inflação medida a partir da variação mensal do IPCA-E do IBG; iii) Taxa de câmbio — R\$ / US\$ — comercial — compra — média, do BCB; iv) expectativas de inflação do Boletim Focus do BCB; e v) valor mensal do grau de utilização da capacidade produtiva na indústria, da Confederação Nacional da Indústria. Todos os dados foram extraídos do site do Ipeadata.

Dessa forma, estimaremos a dinâmica de determinação da taxa Selic no período de julho de 2001 a abril de 2008, 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.

⁶ Modenesi (2008) mostra evidências de que a formação da taxa Selic é pautada por uma convenção pró-conservadorismo na condução da política monetária, com um comportamento assimétrico do BCB que eleva mais fortemente a taxa de juros por ocasião de aumento no hiato do produto e/ou no hiato inflacionário, e reduzindo pouco quando diminui tais hiatos.

⁷ Para uma discussão da metodologia do modelo VAR, ver, entre outros, Enders (1995).

Estimativa da Dinâmica de Determinação da Taxa Selic (07/2001 a 04/2008)

A metodologia de Vetores Auto-Regressivos⁸ (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 pode ser usado como forma de auxiliar nas decisões de política monetária⁹.

Também foram feitos 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 variáveis¹⁰. Escolheu-se o nível de utilização da capacidade produtiva na indústria como uma *proxy* da relação produto efetivo/produto potencial.

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 relacionados a resultados “espúrios”, o que poderia levar a conclusões incorretas. Para tal procedimento utilizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)¹¹, que permite incorporar termos defasados extras da variável dependente como forma de eliminar o problema de autocorrelação dos resíduos.

O teste ADF indicou que todas as variáveis em consideração são estacionárias em 1ª diferença. Com exceção das expectativas e do câmbio, que apresentaram, respectivamente, uma defasagem de 3 e 2 períodos, as demais variáveis apresentaram 1 *lag* como a melhor defasagem pelo critério de Schwartz. A melhor defasagem para o modelo como um todo foi de 2 *lags*¹², 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. 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*.

Por fim, com o objetivo de verificar a existência de uma relação de longo pra-

⁸ O termo autorregressivo 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).

⁹ Ver os Relatórios de Inflação do Banco Central do Brasil.

¹⁰ Para uma discussão metodológica sobre os testes citados ver Asterious (2006).

¹¹ Também foi realizado o teste de Phillips-Perron, que não mostrou divergências com relação ao ADF e, portanto, será desconsiderado para efeito de simplificação da análise.

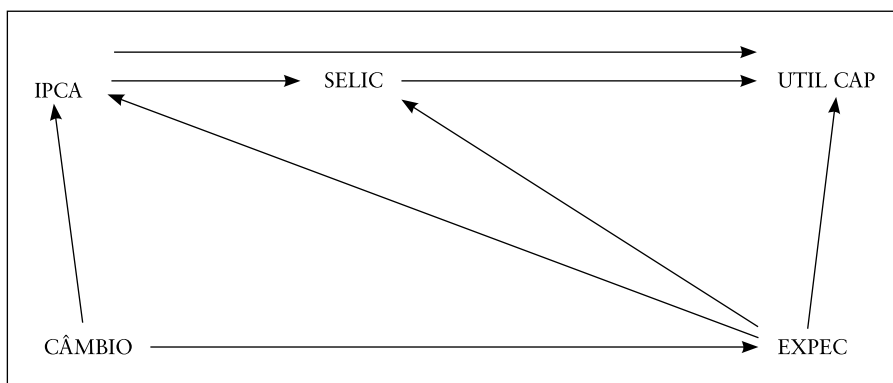
¹² Utilizou-se como critério o teste de Schwartz. Salienta-se que a utilização de 2 *lags* não altera os resultados qualitativos.

zo entre as variáveis, foi estimado o Teste de Cointegração de Johansen, onde se identificou a existência de pelo menos dois vetores de cointegração a 5% de significância. 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)¹³.

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 de inflação; o IPCA é causado pelas expectativas de inflação e pela taxa de câmbio; as expectativas, por sua vez, são causadas pela taxa de câmbio e esta última é determinada exogenamente; por fim, o nível de utilização da capacidade é causado pelo IPCA, pelas expectativas e pela selic. A Figura 2 mostra as relações de causalidade entre as variáveis:

Figura 2: Diagrama de causalidade entre as variáveis



De fato, a taxa de câmbio é uma variável exógena nesse modelo, sendo a principal variável determinante das demais, o que é confirmado pelo teste de en-

¹³ Quando existe um Vetor de Cointegrante, é comum fazer um VEC. Contudo, segundo Ramaswamy & Sloek (1997) e Matsumoto (2000), nem sempre esta opção garante os melhores resultados, haja vista que impor um tratamento de cointegração pode levar a estimação tendenciosa e, portanto, enviar as funções impulso-resposta. Ademais, os autores destacam que, não havendo suficiente fundamento teórico *a priori* que possa dar respaldo tanto as relações de longo prazo quanto ao modo correto de interpretá-las, o mais aconselhável é não impor nenhuma restrição de correção ao modelo VAR. No caso das variáveis macroeconômicas consideradas no presente trabalho acredita-se não haver razões suficientes que respalde as relações de longo prazo; assim optou-se por tornar as séries estacionárias e estimar um *sem* impor restrição de correção de erro ao modelo VAR. Assim, a decisão de não empregar o VEC, além dos problemas econométricos supracitados, se deve a uma razão muito simples: em economias emergentes é razoável supor que as ações de política econômica adotadas causem efeitos em um prazo relativamente curto, de modo que o ganho de informação com a imposição de uma restrição de correção é muito pequeno e o custo relativamente grande.

dogeneidade 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, IPCA e as expectativas, seguem, nessa mesma ordem, a taxa de câmbio em grau crescente de exogeneidade.

Do exposto, pode-se destacar 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 decomposição da variância (Anexo), o impacto da taxa Selic sobre o IPCA e o nível de utilização da capacidade produtiva é consideravelmente modesto. Adotando-se uma defasagem de 12 meses, pode-se afirmar que 11,81% e 3,69% das variações da utilização da capacidade e do IPCA, respectivamente, podem ser explicadas pelas variações da Selic. Em outras palavras, variações da taxa Selic têm um impacto reduzido sobre o IPCA, o que pode estar implicando a necessidade de se utilizar “doses elevadas de juros” para conter a demanda agregada e a taxa de inflação.

Interpretação dos Resultados Obtidos

A elevada participação dos preços administrados no IPCA (cerca de 30% do índice em 2003-05) 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.

É notório que um aumento da taxa Selic é capaz de desaquecer a economia e influenciar a demanda dos agentes por bens e serviços, induzindo a redução dos preços quando a inflação é demanda. Entretanto, as evidências encontradas parecem não ratificar tal teoria, haja vista que 12 meses após os choques na taxa básica de juros, a inflação se alterou apenas em 3,7% da inflação observada. Ademais, os principais determinantes da inflação nesta análise foram: a taxa de câmbio e a expectativa de inflação, com 30% e 35%, respectivamente. Esta pode ser uma evidência de que a inflação no Brasil não é necessariamente de demanda pela análise realizada no período em consideração. Nos períodos subsequentes (12 meses após os choques na Selic), a função impulso-resposta e a decomposição da variância mostraram que estes percentuais se estabilizaram nos patamares supracitados, como esperado, já que as ações de política monetária adotadas no Brasil afetam as variáveis macroeconômicas, em geral, e a inflação, em particular, por um período relativamente curto. Em função disso, os resultados podem ser interpretados como contrários a lógica tradicional da Curva de Phillips (elevações da taxa de nominal e real de juros causam uma redução do nível de produto, forçando assim uma re-

dução da taxa de inflação), o que pode implicar que os custos da atual política de combate a inflação são maiores que os benefícios desta.

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 variação significativa 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 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, como será analisado na próxima seção.

Os resultados encontrados parecem indicar a necessidade de mudança em dois *fronts*. 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, como no caso de telefonia fixa e energia elétrica¹⁴.

FONTES DE PERDA DE EFICÁCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL II: RELAÇÃO ENTRE O MERCADO DE DÍVIDA PÚBLICA E A POLÍTICA MONETÁRIA

A estrutura da dívida pública brasileira e, por sua vez, o mercado de títulos públicos, explicitam outra possível fonte de perda de eficácia da política monetária. Pode-se constatar que essa não é a única, mas a forma como ocorre a ligação entre o mercado de títulos públicos e a política monetária caracterizam uma fonte peculiar de perda de eficácia desta última. O problema não advém da necessidade da política monetária responder a uma ou mais variáveis, mas sim do fato de que tal resposta tem seus efeitos enfraquecidos, ou até mesmo distorcidos, pela característica do mercado de títulos da dívida¹⁵.

O fator determinante desse problema é a grande participação de títulos pós-fixados, mais especificamente as LFTs, na composição da dívida líquida do setor

¹⁴ Retornamos a essas questões na conclusão.

¹⁵ Martins (2009, cap. 1) realiza um exercício econométrico em que utiliza a posição financeira dos bancos brasileiros em títulos públicos indexados à taxa de juros (LFTs) para testar o canal dos empréstimos bancários para a política de juros no Brasil, e os resultados encontrados apontam para a potencial relevância deste canal de transmissão da política monetária na economia brasileira, mas conclui que a expressiva participação dos títulos indexados às taxas de juros na carteira dos bancos contribuem para tornar este canal menos evidente. Deve-se assinalar que a importância dos títulos indexados a Selic têm diminuído no período recente, com prováveis efeitos positivos sobre a melhoria da eficácia dos mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil.

público, doravante denominada DLSP. A participação desses títulos na DLSP chegou a atingir 54,3% em outubro de 2005, alcançando, em novembro de 2006, 38,7%, caindo para 28,7% em março de 2008¹⁶.

A mudança de denominação de LBC para LFT surgiu com a constituição de 1988, que proibiu o financiamento direto e indireto do Banco Central à União, viabilizado anteriormente pelas contas movimento e suprimentos. Com a nova Constituição Federal criou-se a conta única da União no Banco Central, permitindo que esse último utilizasse os títulos do Tesouro como instrumentos de política monetária.

A própria introdução das LBC durante o Plano Cruzado é uma confirmação da necessidade de se conciliar as ações de política monetária com a administração da dívida. Nesse período, não sendo possível elevar a taxa de juros e manter o estoque de títulos pré-fixados sem o desenrolar de uma crise sistêmica, ficou o Banco Central “forçado” a trocar os títulos com risco de perda de capital por Letras do Banco Central, que têm a característica de não possuírem risco de taxa de juros. Esse fato parece ter se consumado desde então, ressurgindo episódios da mesma natureza, por exemplo, durante a crise asiática em 1997 e nas crises de marcação a mercado e pré-eleitoral em 2002.

Ambos os eventos atuaram como fatores limitadores do processo de alongamento do prazo médio da dívida, que vinha ocorrendo com a introdução de títulos pré-fixados e pós-fixados de maior prazo. Dessa forma, o Banco Central e o Tesouro Nacional frequentemente acabam se rendendo à necessidade de recomprar títulos do mercado com o objetivo de preservar a liquidez dos mesmos e garantir a rolagem da dívida pública (Ferreira et al., 2004).

Dessa forma, retira-se parte do efeito riqueza da política monetária. Esse efeito opera da seguinte forma: mudanças na política monetária, ou seja, no valor da taxa nominal de juros, afetam o valor de mercado dos ativos o que, por sua vez, afeta os gastos dos consumidores com serviços e bens de consumo. Considerando que o efeito riqueza, ou seja, o impacto que mudanças nos juros exercem sobre a riqueza financeira dos agentes e, portanto, sobre sua possibilidade de consumo e investimento, é um dos canais de transmissão da política monetária, dois problemas tornam-se evidentes.

Primeiro, a venda de títulos com cláusula de recompra elimina ao menos parte do efeito riqueza da política monetária. Segundo, a magnitude da participação das LFTs na dívida mobiliária, dada a característica peculiar de formação do preço desse título, faz, mais uma vez, com que o efeito riqueza da política monetária seja inexpressivo.

Os dois fatores citados no parágrafo anterior atuam como um limitador na capacidade de se conduzir uma política monetária com maior eficácia. Ao se retirar o efeito riqueza como um canal de transmissão da política monetária, ocorre uma redução da sensibilidade da demanda agregada as variações da taxa de juros. Isso

¹⁶ Cf. dados do BCB-DEPEC.

porque elevações da taxa nominal de juros deixam de ter efeito sobre o valor de mercado dos títulos públicos¹⁷ (pelo menos sobre a parcela da dívida indexada a taxa de juros), acarretando apenas uma elevação do fluxo de rendimentos apropriados pelos detentores desses títulos. Nesse contexto, uma elevação da taxa de juros terá impacto reduzido sobre as decisões de consumo e de investimento dos agentes econômicos. Ainda, dependendo da participação das LFTs no estoque da dívida e da disponibilidade da 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 pelo simples fato de que ao se enfraquecer o efeito riqueza, elevações da taxa de juros atuarão somente no sentido de valorização dos ativos, dada a característica de duração zero das LFTs¹⁸.

Concluindo, o Brasil é o único país no mundo onde o banco central determina diretamente as taxas de juros que remuneram a dívida pública e essas são usadas também como meta operacional de política monetária, determinando o custo das reservas bancárias. Essa situação anômala constitui uma herança da era da alta inflação que ainda permanece intacta, como observado anteriormente. De fato, como cerca de 30% a 40% dos títulos federais tem sido indexados à taxa *overnight* (Selic) e eles são utilizados pelos bancos na composição dos fundos de renda fixa, logo qualquer aumento nas taxas de juros resulta em um aumento imediato do estoque total da dívida pública. Ocorre que, sob estas condições, uma elevação da taxa de juros por parte do BCB, como ocorreu a partir de meados de 2004, é seguida, *ceteris paribus*, por um aumento nas condições de liquidez da economia. Isso pode, também, causar um maior nível de gastos de consumo por parte das empresas e das famílias, visto que o aumento da remuneração dos fundos de renda fixa gera um efeito de riqueza positivo sobre o consumo. Esse aumento nos gastos, por sua vez, sobrepõe-se ao impacto negativo no consumo que resulta de maiores taxas de juros (Nakano, 2005).

Há duas consequências deste *modus operandi* da política monetária brasileira. Primeiro, de modo a ter impacto sobre a demanda, o BCB precisa elevar a taxa de juros numa magnitude suficientemente grande para que os bancos sejam forçados a racionar o crédito devido ao aumento do risco de inadimplência. Segundo, o aumento das taxas de juros, em um contexto de arbitragem entre as taxas domésticas e externas e de abundância na liquidez internacional, causa uma apreciação cambial. Isso funciona como um choque positivo no lado da oferta da economia, pois reduz os custos das matérias-primas importadas e dos preços dos bens comer-

¹⁷ No caso de títulos públicos não indexados a taxa básica de juros — por exemplo, uma perpetuidade — uma elevação da taxa de juros irá acarretar uma redução imediata do valor de mercado desse título, impondo uma perda de capital ao seu detentor. Essa perda de capital deverá atuar no sentido de reduzir as possibilidades de consumo e/ou de investimento desse agente, contribuindo assim para a redução da demanda agregada.

¹⁸ Mesmo que o efeito riqueza não seja eliminado por completo, o que parece ser o caso, a redução do mesmo pode implicar que a valorização da riqueza derivada do aumento dos juros supere a perda de capital.

cializáveis no mercado doméstico. Consequentemente, é principalmente através do efeito transmissor da taxa de câmbio que a política monetária tem tido efeito sobre a inflação no Brasil.

SPREAD BANCÁRIO E O CUSTO DO CAPITAL DE TERCEIROS: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O CASO BRASILEIRO

Nas seções anteriores vimos que a taxa de juros livre de risco, um dos componentes do WACC, é muito elevada no Brasil em função da existência de elementos que reduzem o grau de eficácia da política monetária, aumentando assim a taxa de juros requerida para garantir a convergência da taxa de inflação com respeito à meta inflacionária definida pelas autoridades monetárias.

Nesta seção iremos focar nossa análise sobre os determinantes do *spread* bancário no Brasil, haja vista que a principal fonte de financiamento externo para os projetos de investimento é o setor bancário. Nosso foco será tão somente o *spread* cobrado sobre as operações de crédito dos bancos comerciais, deixando de lado as operações de crédito realizadas por intermédio do BNDES.

A hipótese a ser testada é que os fatores macroeconômicos, notadamente a evolução da taxa básica de juros, possuem um papel importante na explicação do elevado nível do *spread* bancário no Brasil. Dessa forma, o custo do capital de terceiros é alto no Brasil porque o custo do capital próprio também é elevado. Em outras palavras, o elevado custo do capital próprio seria, assim, a *causa causans* do elevado custo do capital observado na economia brasileira.

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. O comportamento do *spread* no Brasil apresentou uma nítida tendência de queda até início do ano 2000, mas apresenta algumas peculiaridades. 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. 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.

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 estrutura de mercado prevalecente nesse setor é *essencialmente não competitiva*. 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 nem pelo modelo de cartel (Nakane, 2002).

No Brasil, um dos estudos pioneiros sobre os determinantes do *spread* bancário no Brasil foi feito por Aronovich (1994), que 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 as variáveis macroeconômicas — como a taxa básica de juros e o crescimento do produto — são os fatores mais relevantes para explicar tal comportamento¹⁹. Esse resultado, contudo, 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).

5.2 – Determinantes Macroeconômicos do *Spread* Bancário no Brasil (07/1994 a 12/2007)

Com intuito de identificar os principais determinantes macroeconômicos do *spread* bancário no Brasil, estimamos um Vetor Auto-Regressivo (doravante VAR) para o período de julho de 1994 a dezembro de 2007, no qual uma variável é de-

¹⁹ Ver, também, Silva et al. (2007).

finida 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.

Isso posto, o objetivo desta subseção 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). As variáveis selecionadas para o exercício empírico foram: i) Spread bancário, segundo o BCB (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 BCB (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 BCB: Índice Nacional de Preços ao Consumidor-Amplo); v) Taxa de câmbio — R\$ / US\$ — comercial — compra — média (extraída do Ipeadata).

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 nível²⁰. 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 cointegração²¹. Apesar de existir uma relação de longo prazo entre as variáveis, alguns 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 necessária, 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 Akaike (AIC) e Hannan-Quinn (HQ). O resultado observado sinalizou que o número de defasagens a incluir no VAR é igual a um²².

²⁰ 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.

²¹ Essa especificação parece ser a mais apropriada para as séries macroeconômicas analisadas nesse trabalho.

²² A análise do número de defasagens se baseou nos Critérios de AIC, de HQ e na análise da ausência de correlação serial dos resíduos.

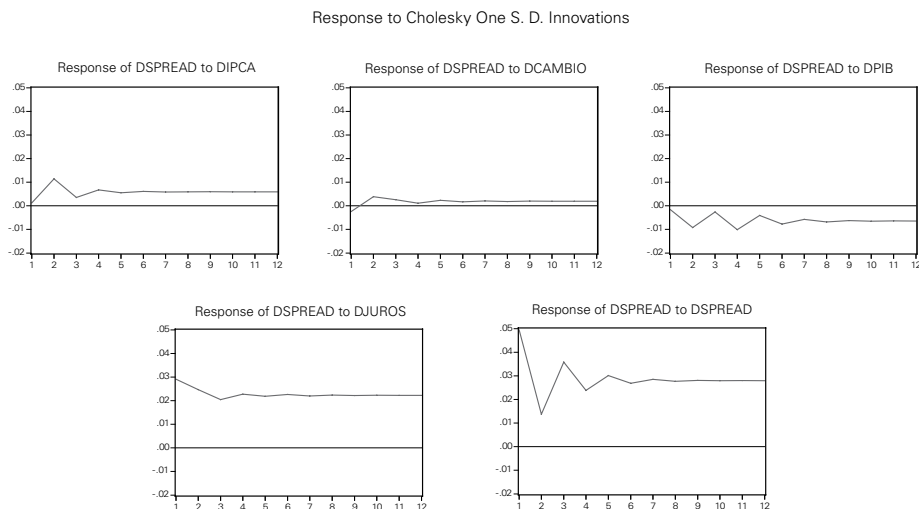
Com base em Mendonça (2005), e considerando que os erros são ortogonalizados pela decomposição de Cholesky para a estimação do modelo, isso implica que o ordenamento das variáveis torna-se relevante para a análise da função impulso-resposta e da decomposição da variância. Para tanto, utilizou-se o teste de precedência temporal de Granger (1969). De acordo com esse critério, a ordenação adequada é a seguinte: DIPCA, DCÂMBIO, DPIB, DJUROS e DSPREAD. Assim, a taxa de variação do *spread* bancário (variável de interesse nesse estudo) é a mais endógena, respondendo contemporaneamente as variações da taxa de inflação, da taxa de câmbio, do produto 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 6. 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 ainda que pouco significativo.

Antes de explicar o resultado do último gráfico da primeira linha 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 negativo sobre a taxa de crescimento do *spread* bancário, sinalizando que o efeito inadimplência é relativamente mais forte no país. 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 subsequentes.

Figura 3: Função resposta do crescimento do spread a um impulso no crescimento das variáveis macroeconômicas



No primeiro gráfico da 2ª 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* (Paula & 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. Acrescenta-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.

A Tabela 1 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 mil repetições. Note que os crescimentos na taxa de inflação e no PIB responderam por aproximadamente 3% 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 35%. No tocante a importância do crescimento do *spread* bancário na explicação dele mesmo, constatou-se que representa aproximadamente 59%, confirmando a hipótese de haver um forte componente inercial. A importância relativa da taxa de câmbio sobre o crescimento do *spread* é desprezível.

Tabela 1: Decomposição da Variância (%) — Taxa de Variação do Spread Bancário

Período	DIPCA	DCAMBIO	DPIB	DJUROS	DSPREAD
1	0.044337	0.175264	0.079831	25.62277	74.07780
2	3.039670	0.477410	2.029726	33.61153	60.84166
3	2.379948	0.450277	1.565313	30.91062	64.69384
4	2.595357	0.391002	2.707208	32.76118	61.54526
5	2.517387	0.389100	2.450433	32.84930	61.79378
6	2.556332	0.366708	2.716666	33.57998	60.78031
7	2.551644	0.360777	2.680743	33.79313	60.61371
8	2.554471	0.348965	2.760214	34.13037	60.20598
9	2.559078	0.343179	2.770633	34.32826	59.99885
10	2.559550	0.336582	2.803285	34.52641	59.77418
11	2.562613	0.331900	2.820173	34.67588	59.60944
12	2.563361	0.327501	2.838948	34.81098	59.45921

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

Nota: Ordem Cholesky DIPCA, DCÂMBIO, DPIB, DJUROS e DSPREAD.

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. Ainda que as evidências não sejam concretas da relevância do efeito do crescimento da produção industrial na determinação do *spread* bancário cobrado no país, pode-se afirmar que o “efeito inadimplência” sobressai-se ao “efeito poder de mercado”. No que tange o crescimento da taxa de câmbio, o efeito é praticamente nulo. Por fim, deve-se destacar a existência de um forte componente inercial na determinação do *spread* bancário no Brasil. Isso pode significar que o *spread* bancário médio prevalecente na economia brasileira deverá permanecer em patamares ainda elevados por um longo tempo após uma redução significativa da taxa básica de juros.

CONCLUSÃO

Ao longo deste artigo procuramos avaliar as causas das elevadas taxas de juros prevalecentes na economia brasileira. Para tanto, analisamos os determinantes do *spread* bancário e da taxa de juros de curto prazo. No que se refere aos determinantes do *spread* bancário, nossa análise mostrou 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 maior e duradoura da taxa básica de juros por parte do Banco Central só terá um impacto significativo sobre o *spread* após um intervalo de tempo considerável.

No que se refere ao “problema dos juros”, nossa análise aponta para uma explicação baseada na perda de eficácia da política monetária, causada tanto pela dinâmica de determinação da taxa Selic como pela composição da DMFi. Essa perda de eficácia atua no sentido de aumentar o valor da taxa real de juros que é requerida para a convergência da taxa de inflação com respeito a meta inflacionária de longo prazo.

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 necessariamente do lado da demanda da economia, mas que são causadas frequentemente 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 significativos da taxa básica de juros.

No que se refere a composição da DMFi, ainda fortemente indexada por LFTs, 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. Desse modo, 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.

A título de sugestão, propomos que a solução do problema das elevadas taxas de juros no Brasil pode ser enfrentada com atuação em três *fronts*. Em primeiro lugar, podem ser adotadas medidas que visem à redução da volatilidade cambial observada na economia brasileira, de maneira a suavizar 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 por Paula et al. (2003), em conjunto com uma política de acumulação de reservas. Em segundo lugar, deve-se proceder a uma desindexação generalizada dos contratos dos preços administrados (eletricidade telefonia, etc.) de maneira a impedir que uma eventual desvalorização da taxa nominal de câmbio seja repassada para os preços administrados e, por intermédio deles, para a taxa de inflação medida pelo IPCA. Por fim, faz-se neces-

sária a eliminação das LFTs como indexador da DMFi, através de uma política ativa de administração da dívida pública, uma condição necessária para a diminuição do custo de administração da dívida no médio e longo prazo e para o aumento da eficácia da política monetária e, conseqüentemente, 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*, XV(2): 183-20.
- ARIDA, P. (2006). “As Letras Financeiras do Tesouro em seu vigésimo aniversário”. In: BACHA, E.L.; OLIVEIRA, L.C. (org.). *Mercado de Capitais e Dívida Pública*. Rio de Janeiro: Contra Capa.
- ARONOVICH, S. (1994). “Uma nota sobre os efeitos da inflação e do nível de atividade sobre o spread bancário”. *Revista Brasileira de Economia*, 48(1): 125-140.
- ASTERIOUS, D. (2006). *Applied Econometrics: a modern approach using eviews and microfit*. New York, Palgrave Mcmillan, 2006.
- BACHA, E.L.; OLIVEIRA, L.C. (2006). *Mercado de Capitais e Dívida Pública*. Rio de Janeiro: Contra Capa.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL — BCB (2007). <http://www.bcb.gov.br>. Acesso em: 11 de novembro de 2008.
- BELAISCH, A. (2003). “Do Brazilian banks compete?”. *IMF Working Paper WP/03/113*.
- BROCK, P. L.; SUAREZ, L.R. (2001). “Understanding the behavior of bank spreads in Latin America”. *Journal of Development Economics*, 63: 113-134.
- CARNEIRO, D.D. (2006). “Letras Financeiras do Tesouro e normalidade financeira: haverá um ‘peso problem’?” In: BACHA, E.L.; OLIVEIRA, L.C. (org.). *Mercado de Capitais e Dívida Pública*, *op.cit.*
- CARNEIRO, D.D.; Wu, T. (2005). “A qualidade da dívida pública brasileira”. Casa das Garças, *Texto para Discussão* n. 9, Novembro.
- ENDERS, W. (1995). *Applied Econometric Times Series*. New York: John Wiley & Sons, Inc., 2ª Edição.
- FERREIRA, C.K.; ROBOTTON, M.F.; DUPITA, A.B. (2004) “Política monetária e alongamento da dívida pública: uma proposta de discussão”. *Texto para Discussão*, n. 09/2004, PUC-SP.
- GRANGER, C.W.J. (1969). “Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods”. *Econometrica*, vol. 37, pp. 424-438.
- GREENE, W. H (2005). *Econometric Analysis*. Pearson Education: Delhi.
- HO, T.S.Y.; SAUNDERS, A. (1981). “The determinants of bank interest margins: theory and empirical evidence”. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16: 581-600.
- HOLLAND, M. (2006). “Por que as taxas de juros reais são tão elevadas no Brasil”. *Economia & Tecnologia*, 4(2): 27-423. CEPEC/UFPR.
- IPEADATA: Banco de dados. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/SobreIpea/ipeadata>>. Acesso em: junho 2009.
- LUDVIGSON, S.; STEINDEL, C.; LETTAU, M. (2002). “Monetary Policy Transmission through the consumption-wealth channel”. *Economic Policy Review*, May, 117-133.
- MARTINS, B.S. (2009). *Ensaio em Economia Bancária e Transmissão Monetária*. Tese de Doutorado. Rio de Janeiro: EPGE/FGV.

- MATSUMOTO, K. (2000). Efeitos Reais da Transmissão de Política Monetária: comparação empírica entre Brasil e Argentina. Dissertação de Mestrado. Rio de Janeiro: EPGE/FGV
- MENDONÇA, H.F. (2005). “Metas para inflação e variáveis macroeconômicas: uma avaliação empírica”. Disponível em: www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A040.pdf. Acesso em: 01/08/2008.
- MODENESI, A. (2008). “Convenção e rigidez na política monetária: uma estimativa da função de reação do BCB — 2000-2007”. *Texto para Discussão* IPEA n. 1351.
- MOURA, A. (2006). “Letras Financeiras do Tesouro: quousque tandem”. In: BACHA, E.; OLIVEIRA, L.C. *Mercado de Capitais e Dívida Pública*. Rio de Janeiro: Contra Capa, pp. 45-254.
- 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: 203-224.
- NAKANE, M.I.; COSTA, A.C.A. (2005). “*Spread* bancário: os problemas da comparação internacional”. *Risk Update*, 1(3): 9-14.
- NAKANO, Y. (2005). “O regime monetário e de dívida pública brasileira e a alta taxa de juros”. *Revista de Conjuntura Econômica*, 59(11): 10-12.
- ONO, F.H.; JONAS, G.; OREIRO, J.L.; PAULA, L.F. (2005). “Conversibilidade da conta de capital, taxa de juros e crescimento econômico”. *Revista de Economia Contemporânea*, 9(2): 231-261.
- OREIRO, J.L., PAULA, L.F.; JONAS, G. (2004). “Por uma moeda parcialmente conversível: uma crítica a Arida e Bacha”. *Revista de Economia Política*. 24(2): 223-237.
- OREIRO, J.L.; LEMOS, B.P.; MISSIO, F.J.; PADILHA, R.A. (2005). “Qual a taxa potencial de crescimento da economia brasileira?”. *Revista de Economia*, 31(2): 10-35.
- PAULA, L.F. (2008). “Financial liberalization, exchange rate regime and economic performance in the BRICs countries”. In: ARESTIS, P.; PAULA, L.F. (org.). *Financial Liberalization and Economic Performance in Emerging Countries*. Basingstoke: Palgrave Mamillan.
- 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*, 227: 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*. Barueri, Manole.
- PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D.L. (1991). *Econometric Models and Economic Forecasts*. New York: Mc Graw-Hill.
- RAMASWAMY, R., SLOEK, T. (1998). “The real effects of monetary policy in the european union: what are the differences? “ *IMF Staff Papers*, 45(2): 374-396.
- RELATÓRIO DE INFLAÇÃO. Banco Central do Brasil, jun. 1999 a mar. 2006 (publicação trimestral). Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?RELINF>.
- RESENDE, A.L. (2006). “Em defesa dos títulos de indexação financeira”. In: BACHA, E.L.; OLIVEIRA, L.C. *Mercado de Capitais e Dívida Pública*, op.cit.
- SAUNDERS, A.; SCHUMACHER, L. (2000). “The determinants of bank interest rate margins: an international study”. *Journal of International Money and Finance*, 19: 813-832.
- SILVA, G.J.C.; OREIRO, J.L.; PAULA, L.F. (2007). “Comportamento do *spread* bancário no Brasil: uma avaliação empírica recente”. In PAULA, L.F; OREIRO, J.L. (orgs.). *Sistema Financeiro: uma análise do setor bancário brasileiro*. Campus: Rio de Janeiro.
- SIMS, C. (1980). “Macroeconomics and reality”. *Econometrica*, 48(1): 1-48.
- TESOURO NACIONAL. Metodologia de Cálculo dos Títulos Públicos Ofertados no Tesouro Direto. 4ª edição. Disponível em: http://www.tesouro.fazenda.gov.br/tespuro_direto/download/metodologia.pdf.

ANEXO
Decomposição da variância do modelo

Decomposição da Variância da UTIL. CAP

Lag	SELIC	Câmbio	IPCA.	EXPEC.
1	7.302772	0.522130	0.890222	0.047287
2	5.722156	0.4730 76	1.643688	0.044562
3	5.229447	0.842497	2.454972	1.946825
4	5.554030	0.839483	2.675578	5.397008
5	6.911154	0.831583	2.781014	9.251161
6	8.300300	0.964082	2.846243	11.25734
7	9.421641	1.107890	2.862070	12.15366
8	10.23289	1.64 7965	3.526593	12.28943
9	10.64916	2.767356	4.651504	12.02998
10	11.01609	4.269452	5.769616	11.59532
11	11.41307	5.735062	6.820898	11.17772
12	11.81936	7.023851	7.749495	10.91755

Decomposição da Variância do Câmbio

Lag	UTIL. CAP.	SELIC	IPCA.	EXPEC.
1	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.017611	0.003891	1.175067	0.840185
3	0.101512	1.054736	1.661294	3.209414
4	0.139369	1.935236	6.625343	5.271540
5	0.124922	2.516103	10.26404	8.060443
6	0.141048	3.015072	13.00785	10.97228
7	0.168465	3.770357	14.28525	13.97377
8	0.186182	4.649107	15.18348	16.64980
9	0.191789	5.617880	15.65350	18.95783
10	0.204019	6.616403	15.87860	20.83885
11	0.225701	7.670606	15.90092	22.28608
12	0.255494	8.78 3947	15.84565	23.26601

Decomposição da Variância do IPCA

Lag	UTIL. CAP.	SELIC	Câmbio	EXPEC.
1	0.000000	0.000000	5.128872	34.21117
2	1.466735	0.717295	23.10729	37.53984
3	1.146991	0.578395	33.09653	36.12847
4	2.003834	2.433667	37.6828 6	32.25722
5	3.306653	3.049344	37.69562	29.32367
6	4.124764	3.134515	36.79345	27.47087
7	3.772990	2.946920	35.70545	27.45465
8	3.391034	2.857788	34.73192	28.92700
9	3.149266	2.954441	33.47397	30.73428
10	2.996019	3.166141	32.3 2879	32.49993
11	2.897677	3.415252	31.36835	33.98935
12	2.841865	3.690117	30.6502 2	35.06138

Decomposição da Variância das EXPECTATIVAS

Lag	UTIL. CAP.	Câmbio	IPCA	EXPEC.
1	0.000000	1.229970	2.190168	0.006155
2	3.849784	1.373849	2.029544	1.60 1522
3	9.123045	1.103738	1.565947	3.897069
4	7.523893	1.665524	3.831240	7.172033
5	6.656927	5.674172	3.794110	7.607018
6	6.187719	7.758876	5.716940	7.320041
7	5.508066	10.63626	8.142406	6.594059
8	4.953994	14.02210	10.60439	5. 783120
9	4.480736	17.17930	12.77213	5.135527
10	4.028628	19.66059	14.66701	4.907046
11	3.663034	21.44889	16.16205	5.137827
12	3.345421	22.59171	17.39378	5.708062

Decomposição da Variância da SELIC.

Lag	UTIL. CAP.	SELIC	Câmbio	IPCA
1	0.000000	0.000000	2.067525	0.000000
2	1.78E -05	0.009216	14.35908	0.477115
3	0.180325	0.658865	31.21614	1.049727
4	1.031496	2.043493	41.20667	1.236760
5	1.911634	3.001060	46.10220	5.661138
6	1.969813	3.083530	47.51282	12 .89402
7	1.627972	2.993208	47.89120	17.78482
8	1.335065	3.109022	47.30053	20.06910
9	1.142934	3.492981	45.83562	20.87765
10	1.013890	4.027703	43.87248	21.02406
11	0.921874	4.615779	41.85119	20.81760
12	0.862178	5.226697	40.0395 9	20.45589