



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ  
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

**PROGRAMA DE SEMINÁRIOS EM DESENVOLVIMENTO  
ECONÔMICO**

**“Determinantes Macroeconômicos do Spread Bancário no Brasil:  
Teoria e Evidência Recente”.**

**Luiz Fernando de Paula (UERJ/CNPq)**

**Data: 17/03/2005**

# Determinantes Macroeconômicos do Spread Bancário no Brasil: Teoria e Evidência Recente\*

José Luís Oreiro\*  
Luiz Fernando de Paula\*\*  
Fábio Hideki Ono\*\*\*  
Guilherme Jonas Costa da Silva\*\*\*

## 1. Introdução

No Brasil, em função do sucesso de processo de estabilização de preços, da maior abertura e integração ao mercado financeiro internacional e, mais recentemente, da adoção de um regime de taxa de câmbio flutuante, espera-se que os *spreads* bancários – a diferença entre a taxa de juros cobrada aos tomadores de crédito e a taxa de juros paga aos depositantes pelos bancos – iria, em algum grau, convergir aos níveis internacional. Há, contudo, um certo desapontamento com relação aos resultados alcançados. Apesar da queda da taxa de juros que ocorreu a partir de meados de 1999, o *spread* bancário no Brasil ainda se mantém em patamares elevadíssimos em termos internacionais, situando-se ao redor de 40% nos últimos anos<sup>1</sup>.

De fato, um dos principais fatores que impede o crescimento do crédito no Brasil – cuja relação crédito/PIB tem caído de forma acentuada de 1994 aos dias de hoje – são as elevadíssimas taxas de juros dos empréstimos que têm sido praticadas no país, que explica, ao menos em parte, a alta rentabilidade dos grandes bancos varejistas. Por sua vez, o baixo nível de crédito no Brasil é um dos fatores que tem contribuído para que a economia cresça abaixo de seu potencial.

Embora já se tenham alguns estudos acadêmicos sobre a determinação do *spread* no Brasil, a explicação sobre o nível do elevado *spread* bancário no país ainda é uma questão em aberto. Alguns estudos procuraram aferir se o *spread* bancário elevado estaria relacionado à baixa concorrência existente no setor, mas os resultados estão longe de ser conclusivos<sup>2</sup>. Por outro lado, tem sido bastante veiculado – por exemplo, pela Federação Brasileira de Bancos (FEBRABAN) – que os altos *spreads* resultam fundamentalmente ao *crowding out* do governo no mercado de títulos, em função de sua elevada dívida, dos níveis elevados de compulsório sobre os depósitos dos bancos, da tributação excessiva sobre as operações de crédito e ainda do elevado volume de créditos direcionados, tudo isto fazendo com que os bancos tenham menos recursos para emprestar e a um custo artificialmente mais alto<sup>3</sup>.

---

\* Os autores agradecem os comentários de Frederico Jayme Gonzaga (CEDEPLAR-UFMG) e José Gabriel Porcile Meirelles (UFPR). Eventuais falhas remanescentes são, contudo, de nossa inteira responsabilidade.

\* Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná e pesquisador do CNPq. E-mail: [joreiro@ufpr.br](mailto:joreiro@ufpr.br). Web-Page: [www.joseluisoreiro.ecn.br](http://www.joseluisoreiro.ecn.br).

\*\* Professor da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro e pesquisador do CNPq. E-mail: [lfpaula@alternex.com.br](mailto:lfpaula@alternex.com.br).

\*\*\* Mestrando em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (UFPR).

<sup>1</sup> Segundo Afanasieff *et al* (2001, p. 7), o *spread* bancário anual era de 11,96% no México, 2,75% na Argentina, 5,64% no Chile, 2,77% nos EUA e 3,15% na Zona do Euro.

<sup>2</sup> Ver, por exemplo, a resenha sobre concorrência e *spread* bancário no Brasil feita por Nakane (2003).

<sup>3</sup> Para uma análise sobre os argumentos da Febraban em relação ao *spread* bancário, ver Mendes (2004).

Um estudo no Brasil – que tem passado despercebido na discussão brasileira – fugiu a regra, Afanasieff *et al* (2001), em que os autores, utilizando a abordagem de dois passos de Ho & Saunders (1981), investigam se os fatores macro e microeconômicos são relevantes para explicar o comportamento do *spread* no país, e concluem 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, 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). No caso do Brasil, dado a instabilidade macroeconômica que tem caracterizado a economia desde o início dos anos 1980, é de se esperar que os fatores macroeconômicos tenham uma importância fundamental na determinação do *spread* no país.

O presente artigo objetiva aprofundar a discussão sobre a determinação do *spread* bancário no Brasil, procurando, em particular, aprofundar a análise dos determinantes macroeconômicos do *spread* no período recente. Para tanto, o artigo está estruturado em 6 seções, além desta introdução. Na seção 2 é realizada uma revisão na literatura sobre os determinantes do *spread*, enquanto que a seção 3 avalia brevemente alguns estudos de caso. A seção 4, por sua vez, efetua uma análise da evolução e dos determinantes do *spread* bancário no Brasil. Já na seção 5 realiza-se uma análise de regressão múltipla com o intuito de identificar as variáveis macroeconômicas que podem estar influenciando direta ou indiretamente o *spread* no país no período 1994/2003. A seção 6 – a título de conclusão – discute algumas medidas que poderiam ser adotadas para redução do *spread* bancário.

## 2. Os Determinantes do *Spread* Bancário: uma revisão da literatura convencional

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 estabelecedor 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

---

<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).

banco, ou seja, a sua capacidade de cobrar um preço maior do que o custo marginal de produção dos serviços por ele oferecidos.

Nesse contexto, seja  $r$  a taxa de juros prevalecente no mercado interbancário,  $r_l$  a taxa de juros cobrada dos empréstimos feitos pelo banco,  $r_d$  a taxa de juros paga pelos depósitos feitos junto ao banco,  $\alpha$  as reservas compulsórias como proporção do volume de depósitos do banco,  $\varepsilon_L$  a elasticidade-juros da demanda de empréstimos,  $\varepsilon_D$  a elasticidade-juros da oferta de depósitos,  $C'_L$  o custo marginal dos serviços de empréstimos e  $C'_D$  o custo marginal dos serviços de depósitos. Supondo que o banco é *neutro ao risco*<sup>5</sup> e que o seu comportamento é pautado pela maximização de lucros, pode-se demonstrar que a margem ótima de intermediação nos empréstimos e nos depósitos é dada por<sup>6</sup>:

$$\frac{1}{\varepsilon_L^*} = \frac{r_L^* - (r + C'_L)}{r_L^*} \quad (1)$$

$$\frac{1}{\varepsilon_D^*} = \frac{r(1-\alpha) - C'_D - r_D^*}{r_D^*} \quad (2)$$

As equações (1) e (2) estabelecem que a firma bancária, atuando em condições de concorrência monopolista, fixa os preços de seus serviços de empréstimos e de depósitos de tal forma que os *índices de Lerner* sejam iguais ao inverso da elasticidade-juros das funções de demanda de empréstimos e de oferta de depósitos. Daqui se segue que quanto menos sensíveis forem as funções de demanda de empréstimos e de oferta de depósitos a variações da taxa de juros, maior será a margem de intermediação dos bancos tanto nas operações de empréstimos como na captação de depósitos e, portanto, maior o spread bancário.

Uma implicação importante dessa abordagem é que a eliminação das restrições governamentais referentes à área geográfica de atuação dos bancos pode contribuir para a redução do spread bancário. Isso porque a presença de vários bancos numa mesma região atua no sentido de aumentar o grau de substitubilidade entre os serviços de depósitos oferecidos pelos bancos. Dessa forma, a elasticidade-juros da oferta de depósitos deve aumentar, forçando os bancos a elevar a taxa de juros para a captação de depósitos (cf. Klein, 1971, p.217). Um resultado semelhante poderia, a princípio, ser obtido por intermédio da eliminação das barreiras legais a atuação de bancos estrangeiros num dado país.

Se a estrutura de mercado for do tipo oligopolista quer na concessão de empréstimos como na captação de recursos, então a margem ótima de intermediação dos empréstimos e dos depósitos é dada por<sup>7</sup>:

$$\frac{s}{\varepsilon_L^*} = \frac{r_L^* - (r + C'_L)}{r_L^*} \quad (3)$$

$$\frac{s}{\varepsilon_D^*} = \frac{r(1-\alpha) - C'_D - r_D^*}{r_D^*} \quad (4)$$

<sup>5</sup> Isso significa dizer que o banco só se preocupa com o valor esperado dos seus lucros, não dando importância a dispersão dos lucros em torno do valor esperado. Nesse caso, objetivo do banco será a maximização do lucro esperado, ao invés da maximização da utilidade esperada do lucro.

<sup>6</sup> Ver Freixas & Rochet (1999, Cap.3).

<sup>7</sup> Ver Freixas & Rochet (1999, Cap.3).

Onde:  $s$  é o *market-share* do  $n$ -ésimo banco.

Com base nas equações (3) e (4) podemos constatar que a margem de intermediação do banco nas operações de empréstimo e de captação de depósitos é uma função crescente do *market-share* do banco. Dessa forma, uma redução do número de firmas bancárias em função, por exemplo, da ocorrência de um processo de fusões e aquisições de bancos, irá resultar num aumento da concentração bancária e, portanto, num aumento das margens de intermediação. Daqui se segue que uma das previsões desse modelo é que o *spread bancário* é uma função crescente do *grau de concentração do setor bancário* como um todo.

Na segunda abordagem, cujo trabalho seminal é Ho & Saunders (1981)<sup>8</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, no entanto, sujeito a dois tipos de incerteza. Em primeiro lugar, existe a incerteza gerada pela falta de sincronização entre depósitos e empréstimos. Essa falta de sincronização impõe um risco de taxa de juros para o banco. Para que possamos entender o porque disso, consideremos que o banco se defronte com uma demanda inesperadamente alta de empréstimos, demanda essa superior ao volume recebido de depósitos e as suas reservas livres. Nesse caso, ele se verá obrigado a financiar a demanda excessiva de crédito no mercado interbancário, incorrendo assim num risco de refinanciamento caso haja um aumento da taxa de juros (cf. Maudos & Guevara, 2003, p. 4). Por outro lado, se o banco se defrontar com uma oferta inesperadamente alta de depósitos, cuja magnitude seja superior ao volume de empréstimos concedido pelo banco no mesmo período; então ele deverá aplicar esse excesso de recursos no mercado interbancário. Dessa forma, o banco estará incorrendo um risco de reinvestimento caso haja uma redução da taxa de juros (*Ibid*, p.4).

Em segundo lugar, a atividade de intermediação expõe o banco a incerteza quanto à taxa de retorno dos empréstimos. Essa incerteza decorre 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 entre as abordagens de Klein e Ho & Saunders é a suposição de que os bancos têm poder de mercado, ou seja, assume-se em ambas as 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 contrário da abordagem de Klein, se supõe que o banco é um agente *avesso ao risco* na abordagem de Ho & Saunders<sup>9</sup>. Em outras palavras, o objetivo do banco não é a maximização do lucro

---

<sup>8</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.

<sup>9</sup> A justificativa teórica da hipótese de aversão ao risco pode ser encontrada em Angbazo (1997). Nas suas palavras: “*Risk aversion assumption is justified on two grounds. First, risk aversion is crucial to justify the persistence of interest margins. Within the dealership framework the margin would always exist because of uncertain liquidity needs of borrowers and depositors (...). The second justification for risk aversion in the model is that it ensures a finite bank size, as well as the existence of riskless investments in money market instruments. Without risk aversion, there is no limit to the extent that banks may engage in arbitrage. Banks will expand ad infinitum until the margin is completely eliminated. Traditional explanations for risk aversion behavior in banks include (1) management’s inability to diversify its human capital; (2) insufficient owner diversification; (3) incentive problems such as moral hazard and adverse selection which are associated with*

esperado, mas sim a maximização da utilidade esperada do lucro. Nesse contexto, demonstra-se que o *spread ótimo* ( $s^*$ ) é dado por<sup>10</sup> :

$$s^* = \frac{1}{2} \left( \frac{\alpha_D}{\beta_D} + \frac{\alpha_L}{\beta_L} \right) + \frac{1}{2} \left( \frac{C(L)}{L} + \frac{C(D)}{D} \right) - \frac{1}{4} \frac{U'(\bar{W})}{U'(\bar{W})} \left[ (L+2L_0)\sigma_L^2 + (L+D)\sigma_M^2 + 2(M_0-L)\sigma_{LM} \right] \quad (5)$$

Onde :  $\alpha_D$  é o intercepto linear da função de probabilidade de chegada de um depósito no banco,  $\beta_D$  é a sensibilidade da probabilidade de chegada de um depósito no banco às variações da taxa de juros de captação,  $\alpha_L$  é o intercepto linear da função de chegada de um pedido de empréstimo no banco,  $\beta_L$  é a sensibilidade da probabilidade de chegada de um pedido de empréstimo às variações da taxa de juros cobrada sobre as operações de crédito;  $C(L)/L$  é o custo médio das operações de crédito;  $C(D)/D$  é o custo médio das operações de captação de depósitos;  $\bar{W}$  é o estoque final de riqueza do banco;  $-\left[ \frac{U''(\bar{W})}{U'(\bar{W})} \right]$  é o grau de aversão absoluta ao risco do banco<sup>11</sup>;  $\sigma_L^2$  é o desvio-padrão da taxa de retorno dos empréstimos (medida do risco de crédito do banco);  $\sigma_M^2$  é o desvio-padrão da taxa de retorno das aplicações/empréstimos no mercado inter-bancário (medida do risco de taxa de juros do banco);  $\sigma_{LM}$  é a co-variância entre o risco de crédito e o risco de taxa de juros;  $L_0$  é o estoque inicial de empréstimos do banco;  $M_0$  é a posição líquida inicial do banco no mercado inter-bancário.

Com base na equação (5), podemos concluir que os determinantes do spread bancário são:

- *A estrutura competitiva dos mercados* : Quanto maior for a elasticidade-juro da demanda de empréstimos e da oferta de depósitos (ou seja, quanto menores forem os valores de  $\beta_L$  e  $\beta_D$ ) menor será o spread ótimo.
- *O custo médio operacional do banco* :  $\left[ \frac{C(L)}{L} + \frac{C(D)}{D} \right]$
- *O grau de aversão ao risco do banco*:  $-\left[ \frac{U''(\bar{W})}{U'(\bar{W})} \right]$
- *A volatilidade da taxa de juros dos empréstimos inter-bancários*:  $\sigma_M^2$
- *O risco de crédito*:  $\sigma_L^2$
- *A co-variância entre o risco de crédito e o risco de taxa de juros*:  $\sigma_{LM}$
- *O tamanho médio das operações de crédito e de depósitos do banco*:  $(L+D)$ .

Um aspecto importante da 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). De fato, a volatilidade da taxa de juros cobrada sobre os empréstimos realizados no mercado interbancário é reflexo direto da *estabilidade macroeconômica* do país. Quanto mais instável for a economia de um dado país - por

---

*government regulation (e.g deposit insurance, failure resolution mechanism, etc). These regulations in turn require banks which enjoy protection to limit risk; and (4) bankruptcy cost resulting from partial or complete default” (1997, p, 58, n.4).*

<sup>10</sup> Ver Maudos & Guevara (2003).

<sup>11</sup> Note que  $U'(\cdot) > 0$  e  $U''(\cdot) < 0$  em função da hipótese de aversão ao risco.

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>12</sup> e, por conseguinte, maior será o *spread* bancário. 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 uma grande co-variância entre o retorno dos empréstimos e o retorno das aplicações no mercado interbancário. Com base em (5), observa-se que quanto maior for essa co-variância maior será o *spread* bancário.

Uma observação final é necessária a respeito da equação (5). O *spread* determinado por essa expressão deve ser entendido como o *spread bancário puro* (cf. Maudos & Guevara, 2003, p.7). Na prática existem outras variáveis que explicam a margem de intermediação dos bancos, mas cuja incorporação a um modelo teórico é difícil, quando não impossível. Essas variáveis estão relacionadas com os aspectos institucionais e regulatórios da atividade bancária. Daqui se segue que a margem efetiva de intermediação bancária é composta por dois elementos, a saber: o *spread* bancário puro ( $s^*$ ) e a margem “suja” de intermediação ( $f$ ), explicada por fatores institucionais e regulatórios.

### 3. Estudos de Casos Internacionais

Nos últimos anos, uma vasta literatura empírica sobre os determinantes do *spread* bancário tem sido desenvolvida. Uma primeira vertente dessa literatura tem procurado 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. Essa metodologia parte do pressuposto de que o *spread* efetivo é composto pelo *spread* puro ajustado para cima ou para baixo pelo pagamento implícito de juros (isenção de tarifas para certas classes de clientes), pelo custo de oportunidade de retenção das reservas e pelas exigências de capital próprio advindas das normas de regulação e de supervisão bancária. Nesse contexto, o *spread* puro é estimado por intermédio de um processo em duas etapas. Na primeira etapa

---

<sup>12</sup> Principalmente no caso em que a política monetária é conduzida com base no sistema de *metas de inflação*.

roda-se uma regressão *cross-section* da margem líquida de intermediação de cada banco do país selecionado em um determinado ano (cf. Saunders & Shumacher, 2000). Essa equação é dada por:

$$NIM_{ic} = \gamma_c + \sum_i \delta_j X_{jic} + u_i \quad (6)$$

Onde:  $NIM_{ic}$  é a margem de intermediação do banco  $i$  no país  $c$  no período  $t$ ;  $X_{jic}$  é o vetor de variáveis de controle (pagamento implícito de juros, custo de oportunidade das reservas e requerimento de capital próprio) do banco  $i$  no país  $c$  no período  $t$ ;  $\gamma_c$  é a constante da regressão, a qual é uma estimativa do *spread puro* para todos os bancos do país  $c$  no período  $t$ .

Nessa primeira etapa roda-se a equação (6) para cada país da amostra selecionada ao longo do período de análise. No artigo de Saunders & Schumacher (2000), por exemplo, utiliza-se uma amostra com 746 bancos de sete países (Estados Unidos, Alemanha, França, Reino Unido, Itália, Espanha e Suíça) no período 1988-1995. Ao se repetir essas regressões *cross-section* para os anos 1-8 do período em consideração obtêm-se oito estimativas de *spread puro* para cada país. Dessa forma, obtêm-se uma série de oito períodos para o *spread puro*.

As estimativas de *spread puro* obtido ao longo da primeira etapa variam ao longo do tempo e entre países. Sendo assim, na segunda etapa roda-se uma regressão com dados em painel das estimativas do *spread puro* obtidas na primeira etapa contra uma série de variáveis que refletem a estrutura de mercado e os riscos da atividade de intermediação financeira. A equação a ser estimada é dada por:

$$\gamma_{ic} = \theta_0 + \sum_{c=1} \eta_c + \theta_1 \sigma_c \quad (7)$$

Onde:  $\gamma_{ic}$  é a série de tempo de *spread puro* ( $t=1, \dots, 8$ ) para 7 países ( $c=1, \dots, 7$ );  $\eta_c$  é uma série de variáveis *dom* que refletem os efeitos da estrutura de mercado sobre o *spread*;  $\theta_1$  é a sensibilidade do *spread puro* aos efeitos do risco de intermediação,  $\sigma_c$  é a volatilidade da taxa de juros prevalecente no mercado inter-bancário.

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).

Os resultados obtidos por Saunders & Schumacher (2000) 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 independentes utilizadas refletiram as características bancárias, as condições macroeconômicas<sup>13</sup>, a taxação dos bancos, os depósitos compulsórios e a estrutura financeira geral, incluindo indicadores institucionais. A equação de regressão usada no estudo é dada por:

$$I_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_i B_{ijt} + \beta_j X_{jt} + \gamma_t T_t + \delta_j C_j + \varepsilon_{ijt} \quad (8)$$

Onde :  $I_{ijt}$  é a margem líquida de intermediação ou a rentabilidade do banco  $i$  no país  $j$  no período  $t$ ;  $B_{ijt}$  é o vetor de características do banco  $i$  no país  $j$  no período  $t$ ,  $X_{jt}$  é o vetor de características do país  $j$  no período  $t$ ;  $T_t$  e  $C_t$  são variáveis *dummy* para o período e o país respectivamente;  $\varepsilon_{ijt}$  é um resíduo aleatório.

Segundo os autores, os *spreads* bancários são influenciados positivamente pela relação entre o capital próprio e os ativos totais defasados, pela razão entre os empréstimos e os ativos totais, por uma variável *dummy* relativa ao controle estrangeiro, pelo tamanho do banco (medido pelos ativos totais), pela razão entre os custos indiretos e os ativos totais, pela taxa de inflação e pela taxa real de juros de curto prazo. Por outro lado, a razão entre os ativos que não rendem juros, como ativos fixos, e os ativos totais têm um impacto negativo sobre os *spreads*.

No que se refere as variáveis macroeconômicas, os autores concluem que a taxa de crescimento do PIB real e o 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 - como, por exemplo, o risco de crédito e o requerimento de capital próprio - é condicional ao estado de solidez ou fragilidade dos sistemas bancários domésticos. Nesse contexto, observa-se que para o sub-grupo de países latino-americanos com sistemas bancários fracos/inadequadamente regulados<sup>14</sup> o risco de crédito tem um *impacto negativo* e estatisticamente significativo sobre os *spreads* bancários. Em outras palavras, um aumento do percentual de empréstimos em atraso é seguido por uma *redução* dos *spreads*<sup>15</sup>. No que

<sup>13</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>14</sup> Esse sub-grupo é constituído por Argentina, Bolívia, México e Peru.

<sup>15</sup> Uma explicação para esse comportamento é dada por Brock & Rojas-Suarez (2000, pp.9-10) nos seguintes termos: "(...) *With the best-quality borrowers already being served by the strongest institutions, weak banks have tended to operate with low interest rate spreads for two reasons. First, poorly-capitalized banks often have the incentive to lower rates and raise deposit rates to capture greater market-share. Second, the lack of*

diz respeito ao requerimento de capital próprio, no caso do México e do Peru – ambos com sistemas bancários fracos – não se observa uma relação (positiva ou negativa) entre essa variável e o spread bancário.

As variáveis macroeconômicas também 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.

#### 4. Panorama Geral do *Spread* Bancário no Brasil

##### 4.1. Uma breve contextualização histórica

O período analisado na amostra selecionada (1994/2003) é interessante por um conjunto de razões. Em primeiro lugar, a economia brasileira com a implementação do Plano Real, ainda que às custas de alguns desequilíbrios macroeconômicos, saiu de um contexto de alta para baixa inflação. Considerando que os bancos tinham mais de 30% de suas receitas derivadas dos ganhos com o *float* (cf. IBGE/DECNA, 1997), era de se esperar que o novo contexto resultaria em importantes mudanças no comportamento dos bancos. Isto de fato aconteceu num primeiro momento – mais especificamente no 2º semestre de 1994 -, quando as operações de crédito ganham importância nas aplicações dos bancos, mas este comportamento se altera a partir do contágio da crise mexicana em 1995, que levou a uma ameaça de insolvência do setor bancário. Com o crescimento da dívida pública, a partir de 1997, os bancos rapidamente retornam à sua estratégia de flexibilidade patrimonial que foi típica do período de alta de inflação, contraindo crédito e aumentando suas aplicações em títulos públicos, predominantemente indexados a taxa de *overnight* e a taxa de câmbio (Paula *et al*, 2001). Assim, o governo brasileiro tem sido impelido a oferecer um *adeje* cambial e de taxa de juros para cobrir os elevados prêmios de risco para rolagem de sua dívida pública. O comportamento dos bancos – neste contexto - acaba por ter influência no *spread* bancário, uma vez que os bancos passam a ter nos títulos públicos uma alternativa de aplicação de menor risco em relação aos empréstimos ao setor privado, o que faz com que aumente o prêmio de risco nas suas operações de crédito.

Em segundo lugar, e relacionado ao anterior, a economia brasileira, em particular a partir de 1997, tem se caracterizado por uma tendência a semi-estagnação econômica e por movimento de *stop-and-go*, resultado de sua elevada vulnerabilidade externa em contexto de alta instabilidade nos mercados financeiros internacionais. Neste contexto, a arquitetura de política econômica vigente tem resultado em forte instabilidade em variáveis macroeconômicas-chaves, como a taxa de juros e a taxa de câmbio. De fato, anteriormente à mudança no regime cambial, em janeiro de 1999, todo movimento mais forte de saída de capitais de curto prazo, em função de mudanças nas expectativas dos agentes financeiros domésticos e internacionais, ocasionava uma perda de reservas por parte do Banco Central

---

*bank provisioning for loan losses causes reported spread to decline when the loan portfolio (and income) deteriorates. Because of these two reasons, the relationship between interest rate spreads and portfolio risk may differ from industrial countries”.*

do Brasil (BCB), ameaçando a manutenção do sistema de câmbio semi-fixo. Para impedir o colapso da política cambial, o BCB elevava a taxa de juros doméstica de forma a induzir uma reversão do movimento de saída de capitais. Após a mudança do regime cambial em janeiro de 1999, os movimentos de saída de capitais de curto prazo, induzidos por mudanças nas expectativas dos agentes financeiros, passaram a refletir não somente perda de reservas internacionais e elevação da taxa de juros, mas também sobre a própria taxa de câmbio. Mais especificamente, os movimentos de saída de capitais de curto prazo induziam (e podem induzir) uma grande desvalorização da taxa nominal de câmbio, a qual, se repassada para os preços domésticos — por intermédio do assim chamado efeito *pass-through* —, poderia provocar efeitos deletérios sobre a trajetória da inflação e sobre o estado de ânimo dos empresários. Dessa forma, o BCB tem fundamentalmente utilizado a taxa de juros para reverter o fluxo de saída de capitais e impedir assim o aumento da inflação devido à desvalorização do câmbio, acabando por afetar tanto o crescimento econômico quanto o volume da dívida pública relativa ao PIB. Neste contexto, a política monetária fica “prisoneira” do objetivo único de estabilidade de preços, tendo ao mesmo tempo efeitos macroeconômicos desestabilizadores sobre a economia brasileira (em termos do nível do produto e emprego)<sup>16</sup>.

Como veremos na seção 5, a oscilação da taxa de juros é um dos fatores macroeconômicos fundamentais na explicação do *spread* bancário. De fato, neste contexto de instabilidade macroeconômica, os bancos têm procurado – em função de sua maior aversão ao risco típica de um contexto de maior instabilidade macroeconômica – compensar o maior risco percebido (em termos do risco de *default* dos empréstimos e do risco de taxa de juros) aumentando o *spread* bancário, de modo a elevar suas margens líquidas de lucro.

#### 4.2. Evolução do *spread* no período recente

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>17</sup>. A taxas de juros cobradas no Brasil apresentam-se como as mais elevadas do mundo, segundo dados do FMI. Na Figura 1, constatamos que o *spread* médio dos empréstimos para pessoas físicas e jurídicas praticados no sistema bancário brasileiro, em 1994, era de aproximadamente 120%, um valor aproximadamente oito vezes maior do que o país que possuía a segunda maior taxa cobrada, dentre os selecionados. Passados os primeiros anos de implantação do Plano Real, o *spread* cobrado pelas instituições financeiras do país continuam elevados, cerca de 55% em 1999, embora tenha reduzido a diferença com relação aos demais países aqui. Em 2003, o *spread* médio no Brasil foi de 44%, uma taxa aproximadamente três vezes maior se compararmos aos países latino-americanos e dez vezes maior do que a taxa cobrada nos países do leste asiático.

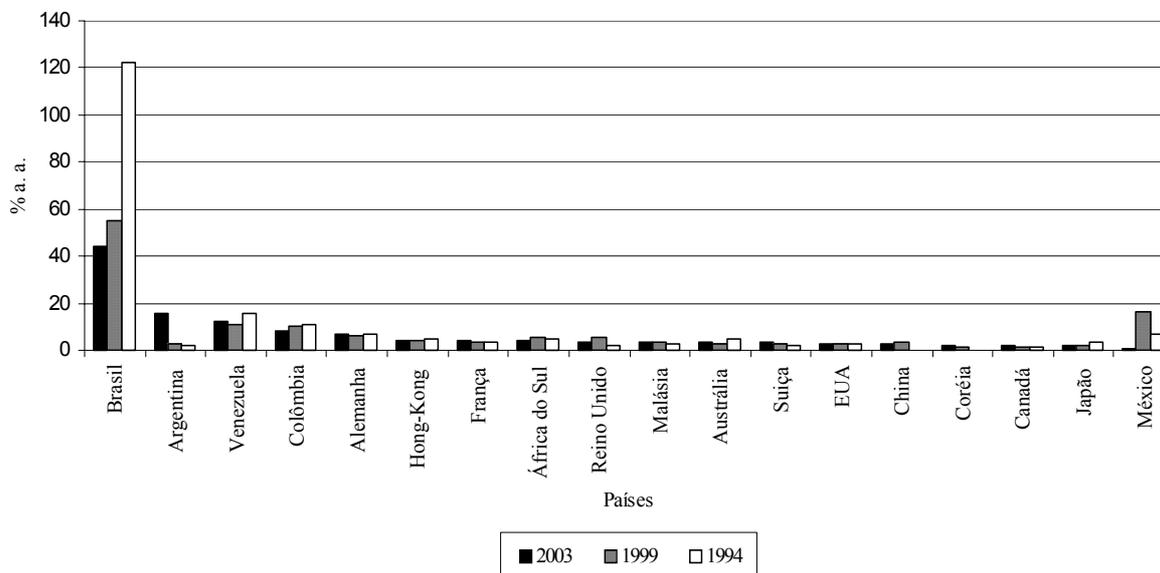
---

<sup>16</sup> Para uma análise dos impasses atuais da economia brasileira, ver Oreiro *et al* (2003).

<sup>17</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 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)

Fonte: *Internacional Finance Statistics* do FMI, IEDI (2004a) e Banco Central do Brasil.

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

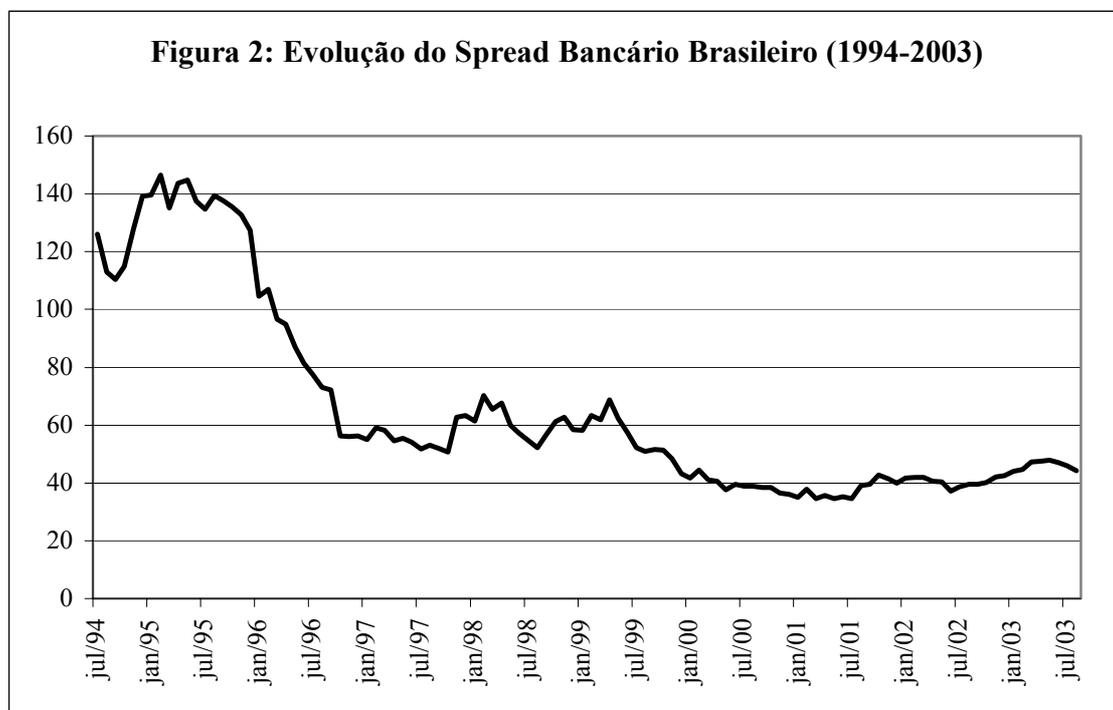


Uma segunda observação importante sobre o comportamento do *spread* bancário no Brasil é que o mesmo apresentou uma nítida tendência de queda até início do ano 2000. Conforme pode ser visualizado na figura 2 abaixo, o *spread* médio cobrado pelos bancos brasileiros alcançou um valor máximo de 150% ao ano no início de 1995, em função das medidas de política monetária fortemente contracionistas implementadas pelo BCB no período após a implementação do Plano Real<sup>18</sup>, reduzindo 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, inclusive com uma leve tendência ascendente a partir de meados de 2001.

Analisando a trajetória do *spread* bancário após o Plano Real, Oliveira (2004, p. 69) resume as características principais desta trajetória: “(1) os *spreads* bancários caíram vertiginosamente desde a implantação do Plano Real, porém ainda permanecem em níveis muito elevados; 2) os recolhimentos compulsórios sobre as operações ativas dos bancos no período logo após o Plano Real foram determinantes para os elevadíssimos níveis alcançados pelos *spreads* bancários logo após o Plano Real; 3) em geral, os *spreads* cobrados nas operações com pessoas físicas são bem superiores aos praticados com empresas; 4) as margens cobradas pelos bancos em suas operações de empréstimos são bastantes suscetíveis a mudanças do cenário macroeconômico, sejam elas provenientes de choques externos ou domésticos; e 5) descontada a trajetória do *spread* antes de outubro de

<sup>18</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.

1999, a queda observada mostra-se bem menos pronunciada, mas ainda assim significativa”.



Fonte: Coutinho (2003)

Apesar do grande tamanho do sistema bancário brasileiro (veja a coluna ativos/PIB na Tabela 1 abaixo) em comparação a outros países latino-americanos, os empréstimos bancários em proporção ao PIB são muito modestos, especialmente quando confrontados com países desenvolvidos.

Tabela 1  
Sistema Financeiro em Alguns Países Seleccionados, 2000 (% do PIB)

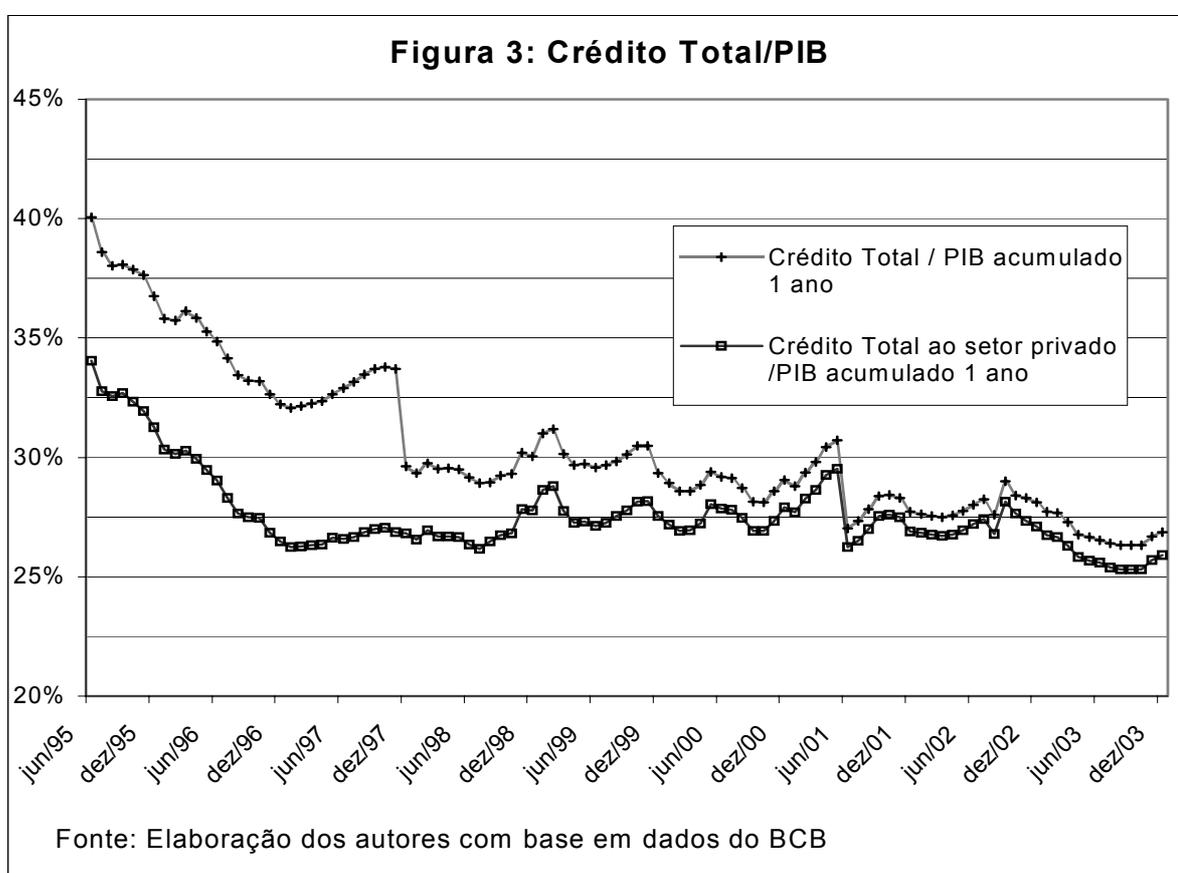
País	Setor bancário (1)			Capitalização no mercado acionário
	Depósitos	Empréstimos	Ativos	
Brasil	29,3	24,8 (2)	77,1	35,0
Argentina	27,8	21,4	57,4	58,2
Mexico	18,3	21,6	25,0	22,1
Chile	54,9	70,0	98,4	86,4
EUA	42,6	45,3	77,3	152,0
Japão (3)	94,8	84,7	142,0	68,0
Zona do Euro	78,9	103,7	258,3	89,0

(1) Somente bancos depositários.

(2) Dado inclui operações de leasing comercial.

Fonte: Belaisch (2003, p. 4).

Com o sucesso do Plano Real no que se refere a estabilização de preços, se poderia esperar um aumento substancial dos empréstimos em proporção ao PIB, já que baixas taxas de inflação sinalizariam um ambiente macroeconômico mais estável. Contudo, isso não ocorreu. Na verdade, houve uma redução do crédito como proporção do PIB<sup>19</sup> e constatou-se uma elevada volatilidade das taxas de juros nesse período, devido em grande parte aos impactos das crises financeiras internacionais em contexto de elevada vulnerabilidade externa, constituindo-se em uma fonte de instabilidade econômica. Como já assinalamos, apesar da redução em relação aos níveis de 1994, os *spreads* bancários permaneceram em níveis elevados nos últimos anos.



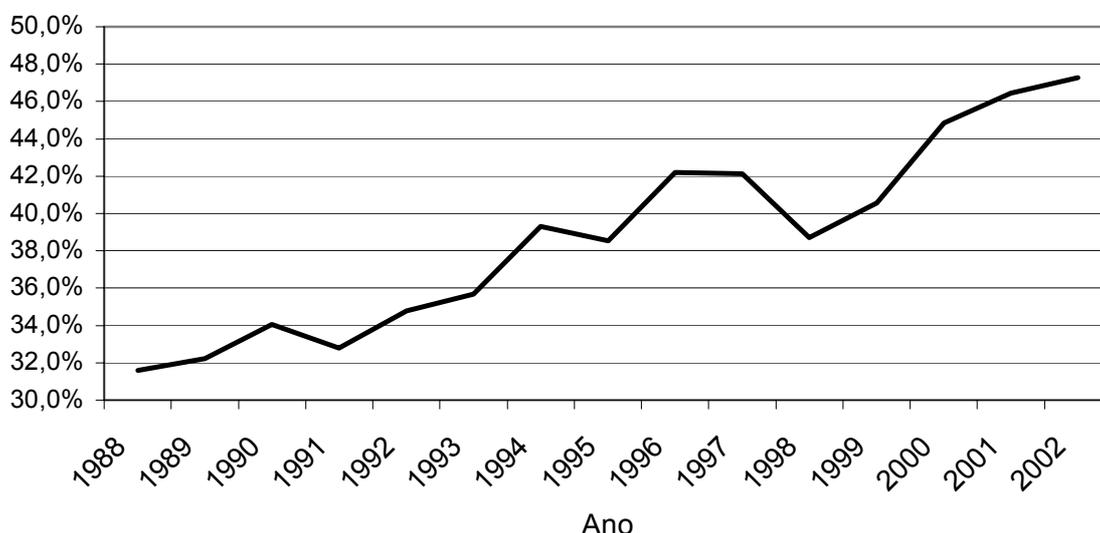
Uma primeira hipótese explicativa para o porque dos elevados *spreads* praticados no Brasil seria o poder de mercado dos bancos, evidenciado pelo aumento da concentração bancário no período recente. Com efeito, alguns estudos recentes sobre o setor bancário brasileiro - como, por exemplo, Belaisch (2003)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

<sup>19</sup> Como pode ser visto na Figura 3, a relação crédito total/PIB, que era de 40% em junho de 1995, passou a ser menor do que 30% em praticamente todo o período 2000/03.

prevalecente nesse setor é *essencialmente não-competitiva*<sup>20</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 capacidade de precificar os seus serviços num patamar bastante superior ao custo marginal de produção dos serviços bancários.

Um fator que daria suporte a hipótese de que o problema do *spread* no Brasil é resultado do poder de mercado dos bancos é a tendência recente de aumento da concentração do setor bancário. Com efeito, no período 1988-2003 o *market share* dos 15 maiores bancos privados no ativo total do sistema bancário aumentou de cerca de 29%, em junho de 1988, para aproximadamente 47%, em janeiro de 2003 (cf. Figura 4). Esse processo de aumento da concentração do setor bancário brasileiro pode ser visualizado por intermédio da Figura 4 abaixo:

**Figura 4: Participação dos 15 maiores bancos privados no ativo total do sistema bancário (1988-2003)**



Fonte: Coutinho (2003, p. 20)

Uma das características mais marcantes de um sistema bancário é a presença de assimetria de informações. Um banco tem mais informação sobre as características de seus clientes do que seus concorrentes, e devido aos problemas de seleção adversa torna-se muito difícil atrair clientes de boa qualidade (bons pagadores) sem que os benefícios e ofertas concedidos também atraiam clientes de baixa qualidade. A existência de custos de informação e de transferência – tanto pelos bancos, que precisam conhecer melhor seus clientes, como pelos clientes, que devem demonstrar suas qualidades para obter benefícios em outros bancos – possibilitariam aos bancos a prática do poder de mercado. Conforme sugere Nakane (2003, p.66):

<sup>20</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.

“(...) Modalidades de crédito relacionadas com a manutenção de contas bancárias, tais como cheque especial para pessoas físicas e conta garantida para pessoas jurídicas são tipicamente situações em que os clientes estão presos (*locked in*) a suas instituições bancárias, pela dificuldade de transferir a instituições competidoras seu histórico cadastral e reputação. Como resultado de elevados custos de transferência, as taxas de juros nestas modalidades são sensivelmente mais elevadas que em modalidades representando substitutos próximos [crédito pessoal e financiamento de capital de giro].”

Se a hipótese de poder de mercado dos bancos estiver correta, então os índices de concentração teriam que ter impacto sobre as taxas de empréstimo cobradas pelos bancos, resultando em elevados índices de rentabilidade. De fato, pelo menos no segmento varejista privado do setor bancário, as evidências poderiam sugerir que esse seria o caso, considerando que a rentabilidade média dos 3 maiores bancos privados brasileiros – Bradesco, Itaú e Unibanco - foi de 17,3% no período 1994/2001, bem superior à média de 11,8% de 3 grandes empresas não financeiras nacionais - Petrobrás, Votorantim e CVRD (Málaga *et al*, 2003, p. 12).

A literatura brasileira que trata dos determinantes do spread bancário não tem sido conclusiva a respeito do assunto. Os estudos realizados apresentam evidências que a estrutura de mercado do setor bancário brasileira é imperfeita, mas não caracterizando a existência de cartel. Com efeito, a revisão da literatura empírica, referente ao caso brasileiro, feita por Nakane (2003) aponta para as seguintes conclusões: (i) a concentração do setor bancário brasileiro, medida pelo índice de Herfindahl, não é elevada em comparação com a prevalente em outros países; (ii) os índices de concentração de mercado não têm um impacto estatisticamente significativo sobre as taxas de juros cobradas pelos bancos. (iii) a estrutura de mercado do setor bancário não é representada por nenhuma das estruturas de mercado extremas (concorrência perfeita e cartel), e, portanto, caracteriza-se como uma estrutura imperfeita<sup>21</sup>.

#### 4.3. Estudos empíricos sobre *spread* bancário 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 à possibilidade de uma redistribuição entre as operações do ativo, ou ainda, a incorporação ao *mark-up* do prêmio de risco envolvido no crédito. Nesse sentido, 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

---

<sup>21</sup> Cabe destacar que “in principle (...), there is no one-to-one relationship between market concentration and the degree of competition [in banking market]” e que “some of the same forces promoting consolidation in emerging markets, such as increased foreign bank entry, are also likely to foster competition” (IMF 2001, p. 158).

aumento da utilização de capacidade produtiva reduziria o *spread*, indicando assim um efeito pró-cíclico.

Em um outro estudo realizado por Afanasieff *et al* (2001) foram identificados dois fatos estilizados sobre o comportamento dos *spreads* após o Plano Real, a saber: (a) a queda pronunciada das taxas de juros após 1995<sup>22</sup>; (b) uma dispersão elevada e persistente entre as taxas de empréstimos praticadas pelos bancos. Estes fatos justificaram a utilização da metodologia primeiramente empregada por Ho & Saunders (1981) para a determinação dos *spreads* bancários. Em um primeiro passo, utilizou-se um painel de dados para 142 bancos comerciais entre fevereiro de 1997 e novembro de 2000, de forma a captar a influência individual (por banco) de variáveis microeconômicas<sup>23</sup> sobre o *spread*. A partir desse painel, foi possível obter uma estimativa do *spread puro* (ver seções 2 e 3 do presente artigo). Numa segunda etapa, estimou-se, através de um modelo estrutural, a influência de longo-prazo de variáveis macroeconômicas (taxa de juros, volatilidade dos juros, taxa de inflação e taxa de crescimento do produto) sobre o *spread* puro calculado anteriormente.

Os coeficientes estimados da regressão no primeiro passo mostraram-se estatisticamente não significantes, levando os autores a descartar os fatores microeconômicos como determinantes do *spread* bancário. Por outro lado, os coeficientes estimados no segundo passo foram significativos, sugerindo a maior relevância de aspectos macroeconômicos na explicação dos *spreads* no Brasil. Os resultados da regressão sugerem que o *spread* tende a aumentar com a elevação da taxa básica de juros e da inflação e a se reduzir quando o produto cresce. Ao contrário do que sugere a teoria de *spread* bancário apresentada na seção 2 deste artigo, os estudos empíricos feitos pelos autores mostram que a volatilidade da taxa de juros afeta negativamente o *spread* puro<sup>24</sup>.

Um outro estudo importante sobre os determinantes do *spread* bancário no Brasil tem sido conduzido pelo Banco Central no contexto do projeto “Juros e *spread* bancário”<sup>25</sup>. Nesse estudo publicado na forma de relatórios anuais ao longo do período 1999-2003, é feita uma decomposição contábil do *spread*<sup>26</sup>, além de outros estudos

---

<sup>22</sup> O ambiente internacional mais estável, a queda na taxa de *overnight* e medidas adotadas pelo Banco Central contribuíram para a redução dos *spreads* (Paula & Alves Jr. 2003, p. 358). Em relação a estas últimas, devemos destacar a redução do compulsório sobre depósitos à vista de 75% para 45% e dos depósitos à prazo de 20% para 0%, novas regras para a provisionamento de créditos de liquidação duvidosa, redução da alíquota do IOF de 6% para 1,5% e o desenvolvimento da central de risco de crédito.

<sup>23</sup> As variáveis selecionadas por Afanasieff *et al* (2001) foram: a) o número de empregados, b) a razão entre os depósitos que não rendem juros e os ativos operacionais totais, c) a razão entre os ativos que rendem juros e os ativos totais, d) os custos operacionais, e) a liquidez do banco, f) a razão entre a receita de serviços e as receitas operacionais totais, g) o valor líquido do banco e h) a alavancagem do banco.

<sup>24</sup> Possivelmente esse resultado decorre de uma falha na especificação do modelo estimado por Afanasieff *et al* (2001), uma vez que os autores utilizaram as variáveis em nível na regressão simples do *spread* contra variáveis macroeconômicas. O estudo realizado na seção 5 constatou que o *spread* e a taxa de juros Selic não são estacionárias em nível, mas em primeira diferença.

<sup>25</sup> Ver, entre outros, Banco Central do Brasil (1999; 2002).

<sup>26</sup> A decomposição contábil do *spread* pode ser feita por intermédio de identidades contábeis simples como as que apresentaremos a seguir (cf. Demirgüç-Kunt & Huizinga, 1999, p.381). Defina-se a margem líquida de intermediação dos bancos (NIM) como a razão entre o valor contábil da renda de juros e o valor dos ativos do banco. Seja BTA o lucro antes dos impostos, ATP o lucro após os impostos, TA o valor dos ativos do banco, e TX o montante de imposto pago pelo banco. Temos que :  $\frac{BTA}{TA} \equiv \frac{ATP}{TA} + \frac{TX}{TA}$ . Seja OV os custos administrativos do banco, LLP a provisão para empréstimos de liquidação duvidosa e NII a receita extra-juros do banco. A rentabilidade como proporção do ativo do banco pós-impostos pode ser expressa por:

econômicos sobre os determinantes do *spread* no período 1994-2002. O *spread* bancário no Brasil é decomposto a partir das margens cobradas pelos bancos contemplados em uma amostra<sup>27</sup> referida em suas operações de créditos livres contratadas apenas sob taxas de juros prefixadas. São considerados os seguintes componentes: (a) margem líquida do banco; (b) impostos diretos (IR e CSLL); (c) impostos indiretos (PIS, COFINS e IOF) mais Fundo Garantidor de Crédito (FGC); (d) despesa administrativa; e (e) despesa de inadimplência. A Figura 5 apresenta a participação de cada um desses componentes no *spread* praticado pelos bancos no Brasil, entre 1994 e 2003.

Com base na decomposição contábil do *spread*, os fatores mais importantes na formação do mesmo são, respectivamente, a margem líquida de juros, os impostos diretos e despesas administrativas, tal como pode ser visualizado na Figura 5. As despesas com inadimplência, obtidas a partir dos fluxos de despesas com provisões para perdas com operações de crédito se elevam, em particular, quando o ambiente macroeconômico se torna mais instável bem como por conta da elevação da taxa de juros, como no ano de 1995.

**Figura 5 – Decomposição contábil do *spread* médio dos bancos brasileiros (1994-2002)**

---

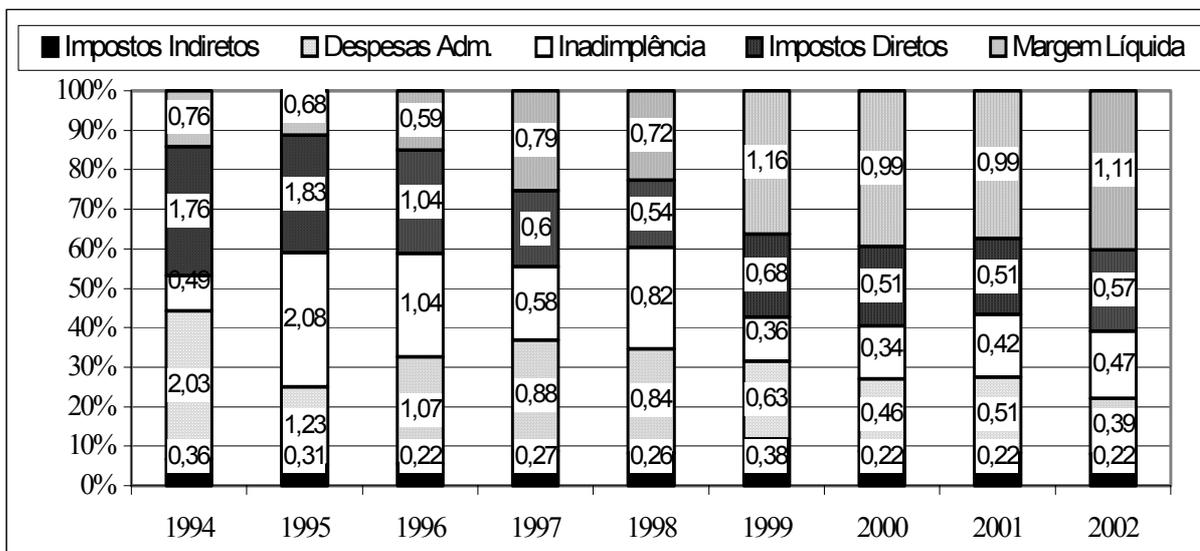

$$\frac{BTA}{TA} \equiv NIM + \frac{NII}{TA} - \frac{OV}{TA} - \frac{LLP}{TA}$$

Daqui se segue que a margem líquida de intermediação do banco

(NIM) pode ser expressa por : 
$$NIM = \frac{ATP}{TA} + \frac{TX}{TA} - \frac{NII}{TA} - \frac{OV}{TA} - \frac{LLP}{TA}$$

Dessa forma, a margem líquida de intermediação pode ser calculada residualmente, uma vez que se conheça os valores da rentabilidade (pré-impostos) como proporção do ativo do banco, os impostos pagos como proporção do ativo, a receita extra-juros como proporção do ativo, os custos operacionais como proporção do ativo e a provisão para empréstimos de liquidação duvidosa como proporção do ativo do banco. Nesse contexto, a decomposição contábil do *spread* nada mais é do que um cálculo simples da participação em termos percentuais de cada um desses fatores na formação da margem líquida de intermediação.

<sup>27</sup> Os dados são calculados a partir de informações coletadas nos demonstrativos mensais de dezessete grandes bancos privados que operam no país, a saber: Bradesco, Itaú, Real, Safra, BCN, Sudameris, BBA, ABN-AMRO, Mercantil Finasa, CCF-Brasil, Citibank, Bozano Simonsen, BankBoston, BFB (a partir de janeiro de 1997), HSBC e Santander (a partir de janeiro de 1998) e Unibanco (a partir de julho de 1996). Este conjunto de bancos serviu de *proxy* para a mensuração do *spread* bancário. (cf. Banco Central do Brasil, 1999; 2002).



Fonte: Coutinho (2003) e Banco Central do Brasil.

Para a decomposição econométrica do *spread* supõe-se a validade da seguinte equação estrutural:

$$\ln \text{spread} = \beta_0 \text{Trend} + \beta_1 \ln \text{selic} + \beta_2 \ln \text{adm} + \beta_3 \ln \text{risk} + \beta_4 \ln \text{imp} + \beta_5 \ln \text{comp} \quad (6)$$

Em que  $\beta_{ii}$  ( $i=0, \dots, 5$ ) são os parâmetros estimados, o Trend, é uma tendência determinista, que controla outras variáveis que podem ter efeito sobre *spread* mas que não estão apresentados na equação acima<sup>28</sup>. Os regressores são: a *Selic*; que é a taxa básica de juros, *adm*; é uma medida da despesa administrativa dos bancos, *risk*; é uma próxi para o risco de crédito, medido através do *spread* do C-Bond sobre o rendimento dos títulos do Tesouro Americano de mesma maturidade, *imp*; são impostos indiretos e o *comp* é o percentual de encaixes compulsórios sobre os depósitos à vista dos bancos.

Foram feitas oito defasagens em todas variáveis da estimação, incluindo variáveis *dummies* para janeiro de 1996, novembro de 1997 e dezembro de 1997 de forma a gerar resíduos normais. Isso posto, a equação estimada pelo Banco Central foi a seguinte:

$$\ln \text{spread} = -0,0003 \text{ trend} + 0,503 \ln \text{Selic} + 1,554 \ln \text{adm} + 0,219 \ln \text{risk} + 0,723 \ln \text{imp} \quad (7)$$

Com base nessa equação, podemos concluir que o *spread* médio dos bancos brasileiros depende positivamente da taxa básica de juros, das despesas administrativas dos bancos, do risco e dos impostos.

Como as variáveis foram expressas em logaritmo natural, segue-se que os coeficientes da equação estimada nada mais são do que as elasticidades do *spread* a cada uma dessas variáveis. Nesse contexto, o que mais chama a atenção no estudo do Banco Central é a elevada sensibilidade do *spread* bancário a variações nas despesas administrativas dos bancos. De fato, com base na equação estimada pelo Banco Central uma redução de 1.0% nas despesas administrativas dos bancos geraria uma redução de 1.55% no *spread* médio cobrado pelos bancos. Ademais, vale destacar a crescente participação dos lucros dos bancos na composição dos *spreads*.

<sup>28</sup> Tais quais a taxa de inflação, o nível de atividade econômica, as mudanças estruturais na indústria bancária decorrente das políticas de juros, a entrada de bancos e etc.

A partir da metodologia adotada pelo Banco Central para a decomposição do *spread*, Koyama & Nakane (2001) analisam o impacto esperado sobre o *spread* de alguma alteração em seus componentes, quais sejam: despesas administrativas, despesas de inadimplência, impostos indiretos, impostos diretos e margem líquida do banco. Com o intuito de estimar um vetor autoregressivo, os autores desagregam o *spread* bancário nos seguintes fatores: i) taxa básica de juros (taxa Selic *overnight*), que é utilizada como uma aproximação do *mark-up* bruto dos bancos uma vez que os depósitos à prazo e as taxas no *overnight* apresentam um comportamento similar; ii) uma medida do prêmio de risco país (o retorno dos títulos C-Bonds em relação ao retorno de títulos do tesouro americano com o mesmo prazo de maturidade); iii) a razão das despesas administrativas sobre o volume de crédito e; iv) impostos indiretos (IOF, PIS, COFINS e CPMF).

Os autores testaram a existência de co-integração entre as variáveis e encontraram as seguintes importâncias relativas para setembro de 2001: componente de risco (45%), despesas administrativas (20%), impostos indiretos (19%) e taxa Selic *overnight* (16%). Nessa análise dos *spreads* bancários, a participação das variáveis de relativas ao risco foi maior do que a participação das despesas com inadimplência, conforme o estudo rotineiramente realizado pelo Banco Central. Isso pode ser explicado pela característica expectante (*forward-looking*) das variáveis de risco com respeito cenários futuros, enquanto as despesas com inadimplência têm um caráter retrospectivo, referente a perdas passadas. Deste modo, uma vez que 2001 foi um ano marcado pela incerteza na economia brasileira, a importância do componente de risco sobre o *spread* previsivelmente elevou-se. Já a importância da taxa Selic na determinação do *spread* pode ser compreendida diferentemente. Uma vez que os títulos do governo são *a priori* livres de risco, então a taxa básica de juros determina um custo de oportunidade em relação a empréstimos ao setor privado (cf. Paula e Alves Jr., 2003, p. 361).

## 5. Os Determinantes Macroeconômicos do *Spread* no Brasil: 1994-2003

Nessa seção realiza-se uma análise de regressão múltipla com o intuito de identificar as variáveis macroeconômicas que podem estar influenciando direta e/ou indiretamente o *spread* bancário no Brasil no período jul/1994-dez/2003. Adicionalmente, estima-se um modelo de Vetores Autoregressivos (VAR). Essa metodologia é útil por possibilitar a análise das relações dinâmicas entre variáveis endógenas, sem definir *a priori* a ordem de determinação e causalidade.

A discussão do modelo de Vetores Autoregressivos foi introduzida por Christopher Sims (1980), no seu trabalho seminal intitulado “*Macroeconomics and Reality*”. Uma das principais contribuições do trabalho de Sims (1980) foi *tornar os modelos de equações simultâneas capazes de analisar as inter-relações entre as variáveis macroeconômicas e seus efeitos a partir de “choques” que provocam ciclos na economia, isto é, esses modelos foram capazes de analisar a importância relativa de cada “surpresa” (ou inovações) sobre as variáveis do sistema macroeconômico. Esta é a abordagem empírica que possibilita um maior entendimento de como as variáveis macroeconômicas respondem a esses “choques”, simultaneamente*<sup>29</sup>.

Para os exercícios econométricos realizados à seguir, incorporaram-se as seguintes variáveis ao modelo: *Spread*, Selic, Produto Industrial e IPCA. A escolha dessas

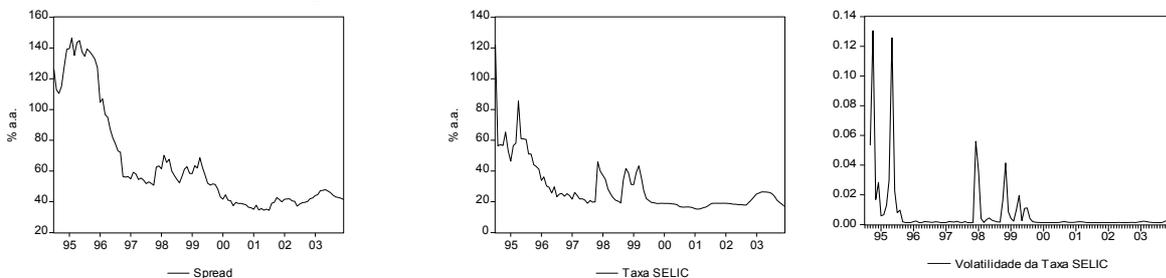
---

<sup>29</sup> Maia (2001, 2-3p.)

variáveis baseou-se no trabalho de Afanasieff *et al* (2001, p.16), no qual se conclui que as variáveis macroeconômicas são mais relevantes na determinação do *spread* do que as microeconômicas. Dessa forma, foram coletados dados mensais para:

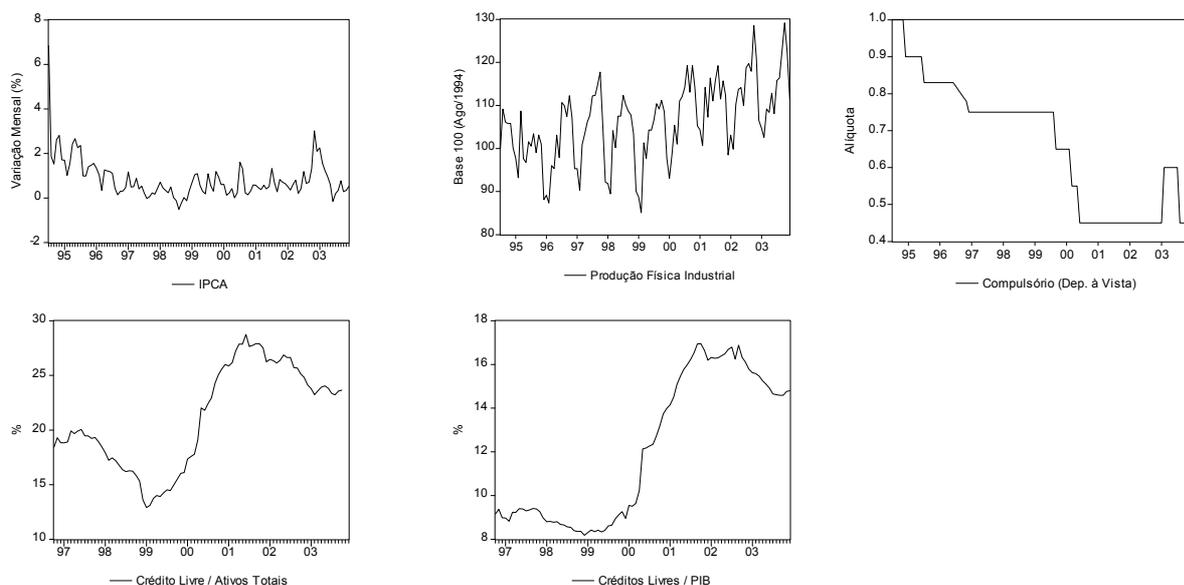
- Spread bancário, segundo o Banco Central (definido como a série 3955 - Spread médio das operações de crédito c/recursos livres ‘prefixado’ - Total geral);
- Índice de produção industrial do IBGE utilizado como uma *proxy* para o nível de atividade econômica (definido como a tabela 2295 do IBGE: Produção física industrial por tipo de índice e seções e atividades industriais);
- Taxa de juros SELIC do Banco Central (definida como a série 4189: Taxa de juros Selic acumulada no mês anualizada);
- Taxa de inflação a partir da variação mensal do IPCA do IBGE (definida como a série 433 do Banco Central: Índice nacional de preços ao consumidor-ampl);
- Volatilidade da taxa SELIC: trata-se da variância condicional, calculado a partir de um modelo GARCH (1,1), sendo que para a equação da média da taxa SELIC utilizou-se um modelo AR(2)<sup>30</sup>;
- Alíquota do Compulsório sobre depósitos à vista: A série foi calculada pesquisando-se as circulares do Banco Central desde 1994<sup>31</sup>;
- Proporção entre crédito com recursos livres e PIB. Utilizaram-se as séries do Banco Central 3958 (Saldo consolidado no mês das operações de crédito c/recursos livres). No tocante ao PIB, calculou-se o acumulado (12 meses) utilizando-se a série do Banco Central 4380 (PIB mensal);
- Proporção entre crédito com recursos livres e ativos totais do sistema bancário. Foram utilizadas as séries do Banco Central, 3958 (crédito c/recursos livres) e 1936 (Contas analíticas - Consolidado bancário - Total do ativo), respectivamente.

**Figura 6 - As Variáveis Macroeconômicas em Nível**



<sup>30</sup> Nos casos em que a variância não é constante, utiliza-se o GARCH (Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedastic) para modelar a volatilidade (variância condicional) ao longo do tempo. Nesse caso, utiliza-se um modelo ARMA (autoregressivo de médias móveis) para a média (isto é, a média também varia ao longo do tempo). O correlograma da taxa Selic demonstrou que a média é melhor modelada através de um AR(2). O modelo utilizado para o cálculo da variância condicional foi:  $\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$

<sup>31</sup> Veja as circulares 2377/93, 2423/94, 2441/94, 2521/94, 2593/95, 2603/95, 2700/96, 2927/99, 2969/2000, 2983/2000, 3002/2000, 3063/2000, 3087/2002, 3134/2002, 3169/2002, 3177/2003 e 3199/2003.



### Teste de Estacionariedade

Inicialmente, foram realizados os testes de Augmented Dickey-Fuller (ADF) para se detectar a estacionariedade ou não das series temporais utilizadas na análise. Dentre as variáveis selecionadas, a Volatilidade da Selic, Produto Industrial e o IPCA foram estacionárias em nível, conforme Tabela 3:

**Tabela 3 - Teste de Raiz Unitária (Augmented Dickey-Fuller Test – ADF)**

Discriminação	Defasagens	Constante	Tendência	ADF	DW	Nº de Observ.	1% Val. Crítico	5% Val. Crítico
SPREAD	1	Sim	Não	-1,33	2,02	112	-3,48	-2,58
COMPULS	0	Sim	Sim	-2,16	1,97	113	-4,04	-3,14
VOLSELIC	0	Não	Não	-10,91	1,99	111	-2,58	-1,94
PRODFIS	2	Sim	Não	-4,44	2,02	111	-3,49	-2,88
IPCA	2	Sim	Não	-3,49	2,05	111	-3,49	-2,88
DSPREAD	4	Não	Não	-3,13	2,00	107	-2,58	-1,94
DCOMPULS	3	Não	Não	-4,64	1,89	109	-2,58	-1,94
DPRODFIS	0	Não	Não	-12,45	1,94	112	-2,58	-1,94

Obs: Os valores críticos para a rejeição da hipótese nula de raiz unitária foram gerados do pacote econométrico Eviews 3.1.

Conforme a Tabela 3, a Produção Física Industrial foi estacionária em nível, mas por conveniência metodológica, optou-se por diferenciar a série para podermos captar a variação da mesma.

Foram realizados testes de cointegração do spread bancário em relação taxa de juros SELIC, o compulsório, a razão empréstimo sobre ativo total e a razão empréstimo sobre PIB. O objetivo desses testes é avaliar a existência de uma relação de longo prazo entre o *spread* e as demais variáveis.

Para este exercício, foram extraídos os resíduos da regressão simples entre o *spread* e as demais variáveis. A relação de cointegração verifica-se sempre que esses resíduos mostrarem um comportamento ao longo da série que evidencie a ausência de raiz

unitária (Hamilton, 1994, p.592)<sup>32</sup>. Convém lembrar que foi utilizado o teste de Phillips-Perron, onde a hipótese nula é a presença de raiz unitária. Em que pese o pequeno número de observações da amostra, os resultados encontrados demonstram que apenas a taxa de juros SELIC tem uma relação significativa de longo prazo com *spread* bancário. Neste caso, portanto, rejeitou-se a hipótese nula do teste ADF evidenciando a existência de cointegração, tal como pode ser observado na Tabela 5.

**Tabela 5 - Teste de Raiz Unitária (Teste ADF)**

Discriminação	Defasagens	Const.	Tend.	ADF	DW	Nº de Observ.	1% Val. Crítico	5% Val. Crítico
RESIDOUSELIC	1	Sim	Sim	-4,58	1,90	112	-4,04	-3,45
RESIDOUEMPATIV	2	Não	Não	-1,24	2,04	82	-2,59	-1,94
RESIDOUEMPPIB	0	Não	Não	-1,09	1,95	86	-2,58	-1,94
RESIDOUCOMPULS	2	Não	Não	-1,59	1,97	111	-2,58	-1,94

Obs: Os valores críticos para a rejeição da hipótese nula de raiz unitária foram gerados do pacote econométrico Eviews 3.1.

### Seleção do Modelo VAR

Para selecionar o melhor modelo VAR para as quatro variáveis, toma-se como base o *Critério de Schwarz (CS)*. Essa estatística é útil para determinar o número de defasagens a incluir no VAR, já que levam em consideração a soma dos quadrados dos resíduos, o número de observações e o número de estimadores do parâmetro. Portanto, quanto menor o valor do *SC*, melhor será o modelo.

**Tabela 6 - Seleção do Modelo para o VAR**

Discriminação	Critério de Informação de Schwarz	Critério de Informação de Hannan-Quinn
4 defasagens	6,45	4,90
3 defasagens	5,72	4,55
2 defasagens	5,12	4,32
1 defasagens	<b>4,98</b>	4,54

Notas: Variáveis utilizadas na análise foram: Produto Industrial, Índice de Controle de Capitais, Taxa Básica de Juros e Taxa de Câmbio. Amostra corresponde a jul/1994 – dez/2001.

Dessa forma, tomando como referência principal o *Critério de Schwarz*, a Tabela 6 mostra que o melhor modelo é aquele com uma defasagem. Convém salientar que a defasagem escolhida do modelo VAR também servirá de referência para a definição da defasagem do Teste de Causalidade de Granger<sup>33</sup>.

### Testes de Causalidade de Granger

O Teste de Causalidade de Granger examina se os valores defasados de uma determinada variável desempenham algum papel na determinação de outra variável no

<sup>32</sup> Maddala e Kim (1998, p. 198-9) apresentam o teste de cointegração baseados nos resíduos. Considerando a equação:  $y_{1t} = \beta' y_{2t} + u_t$ , se  $u_t$  tiver raiz unitária, então  $y_{1t} - \beta' y_{2t}$  não apresentam uma relação de cointegração.

<sup>33</sup> Cf Granger (1969).

sistema. Dessa forma, a rejeição da hipótese indica que tais defasagens são importantes na previsão de uma determinada variável. A hipótese de que a variável X não causa o *spread* à la Granger poderia ser testada simplesmente através da regressão do *spread* sobre os valores defasados do próprio *spread* e da variável X, examinando em seguida se o coeficiente da última variável é significativamente diferente de zero (Johnston & Dinardo, 2000).

Os resultado dos testes de Granger mostram que a volatilidade da Selic e a variação da produção industrial causam, no sentido de Granger, o *spread* quando se leva em consideração apenas uma defasagem. No tocante ao IPCA, percebe-se que o mesmo não causa o *spread* à Granger, conforme Tabela 7. Curiosamente<sup>34</sup>, o teste de Granger quando se leva em consideração duas *defasagens*, mostra que a volatilidade da taxa de juros SELIC tornou-se significativa a 1%. O IPCA passou a ser significativo a 10%. No tocante à variação da produção física industrial, observa-se que não causa o *spread* à Granger (Tabela 7).

**Tabela 7 - Causalidade de Granger**

Discriminação	DSPREAD 1 defasagem	DSPREAD 2 defasagens
VOLSELIC	12,28%	<b>9,12%</b>
DPRODFIS	<b>4,60%</b>	13,50%
IPCA	16,56%	<b>9,72%</b>
DCOMPULS	84,55%	97,22%

Nota: Os valores menores do que 10%, indicam a rejeição da hipótese nula. Ou seja, aceita-se a hipótese que a variável na coluna causa, no sentido de Granger, a variação do *spread* (com 1 ou 2 defasagens).

## Análise da Função Resposta a Impulso

Segundo Johnston & Dinardo (2000, 327p.) as funções resposta ao impulso permitem calcular as reações em cadeia de um determinado choque. A idéia é a seguinte, suponha um sistema de 1ª ordem com duas variáveis:

$$y_{1t} = a_{11}y_{1,t-1} + a_{12}y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$y_{2t} = a_{21}y_{1,t-1} + a_{22}y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

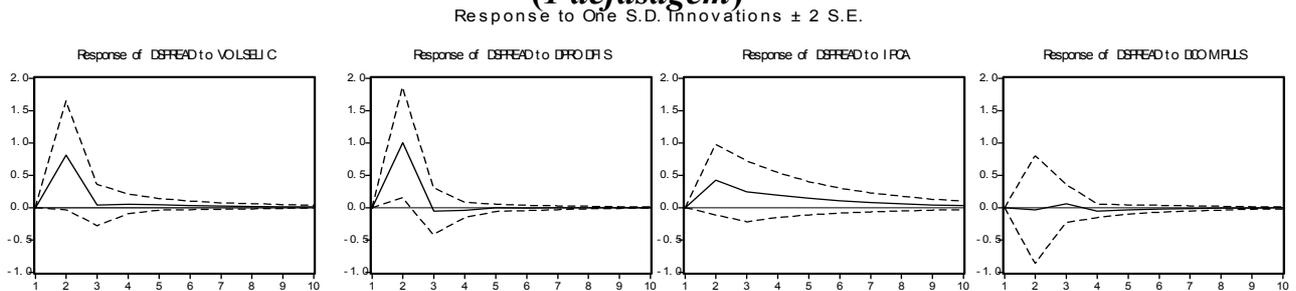
Uma alteração em  $\varepsilon_{1t}$  tem um efeito imediato de um para um em  $y_{1t}$ , mas não tem efeito em  $y_{2t}$ . No período seguinte, essa alteração em  $y_{1t}$  afeta  $y_{1,t+1}$  através da 1ª equação, mas também afeta  $y_{2,t+1}$  através de segunda equação. Esses efeitos em cadeia se repercutem no tempo.

As funções impulso-resposta para uma alteração de um desvio padrão em  $\varepsilon_1$  estão representadas na Figura 8. As linhas pontilhadas representam os intervalos de confiança de dois desvios-padrão. Os resultados mostram que o *spread* é influenciado positivamente por um impulso de um desvio padrão na volatilidade da SELIC. O efeito do

<sup>34</sup> A defasagem a ser utilizada, segundo o critério de Schwarz é 1. Entretanto, é razoável pensar que o impacto das variáveis sobre o *spread* não ocorra especificamente no mês seguinte. Dessa forma, trabalha-se a função resposta a impulso e a decomposição da variância também com 2 defasagens.

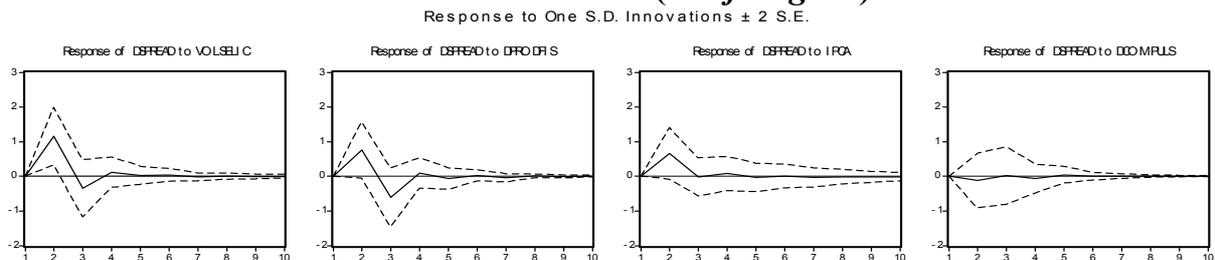
produto industrial sobre o *spread* num primeiro momento é positivo. A inflação tem um efeito positivo muito pequeno sobre o *spread*. Outro resultado interessante da análise da função impulso-resposta refere-se ao impacto do compulsório sobre o *spread* que foi inexpressivo.

**Figura 8 - Função Resposta do Spread a um Impulso nas Variáveis Macroeconômicas (1 defasagem)**



Considerando-se as funções impulso-resposta com duas defasagens, observa-se que a resposta do *spread* a um choque no produto industrial tem um efeito diferente num segundo momento. A figura 4 mostra que inicialmente o *spread* aumenta em decorrência de um choque no Produto Industrial, possivelmente pelo efeito “poder de mercado” dos bancos, mas num segundo momento, o choque no produto industrial reduz o *spread*, que pode ser atribuído ao efeito “inadimplência”<sup>35</sup>. Os demais impactos sobre o *spread*, permaneceram os mesmos, um aumento na volatilidade da Selic ou da inflação aumenta a variação do *spread*, tal como se observa na Figura 9.

**Figura 9 - Função Resposta do Spread a um Impulso nas Variáveis Macroeconômicas (2 defasagens)**



### Análise da Decomposição da Variância

Segundo Maia (2001, 31p.) a decomposição da variância do erro de previsão indica a proporção do movimento na seqüência de uma variável, devido ao seu choque puro em relação aos choques puros de outras variáveis que compõem o modelo VAR. Se, por exemplo, os choques  $\varepsilon_{1t}$  não explicam nada da  $\sigma_y(n)^2$  em todo o horizonte de previsão,

<sup>35</sup> Observe que, novamente o efeito “inadimplência” prevalece sobre o efeito “poder de mercado” como se pode notar na terceira figura da 1ª linha.

pode-se dizer que a seqüência  $\{y_t\}$  é exógena. Entretanto, se  $\varepsilon_{1t}$  pode explicar completamente  $\sigma_y(n)^2$ , caracteriza-se  $\{y_t\}$  como endógena. Na prática, a variância do erro de previsão de uma variável é quase totalmente explicada por seus próprios choques no curto prazo. Porém no longo prazo os seus próprios choques não explicam totalmente a variância do erro de previsão.

A análise da decomposição da variância para o modelo VAR é sumariado na Tabela 8. Os resultados dispostos na segunda e terceira linha mostram a participação nas variações do spread decorrentes dos seus próprios choques e dos choques nas demais variáveis após 12 meses. Inicialmente, quando se considera uma defasagem, percebe-se que aproximadamente 91% da variação do spread deve-se as próprias variações. A tabela mostra também que o spread sofre uma influência importante da volatilidade da Selic, cerca de 3 %. Mas, a produção industrial influencia relativamente mais o *spread*, cerca de 4,67 %. A inflação e o compulsório não se mostraram muito importantes na determinação da variância do *spread*.

Considerando-se duas defasagens na análise da decomposição da variância percebe-se que a volatilidade da Selic passa a influenciar relativamente mais, cerca de 6,75%, enquanto a produção industrial continua influenciando o *spread* cerca de 4,4 %. A inflação e o compulsório mostraram-se novamente menos importantes na determinação da variância do *spread*.

**Tabela 8 - Decomposição da Variância do Erro de Previsão após 12 meses**

Discriminação	DSPREAD	VOLSELIC	DPRODFIS	IPCA	DCOMPULS
DSPREAD 1 defasagem	93,06%	1,84%	4,20%	0,86%	0,02%
DSPREAD 2 defasagens	90,44%	2,91%	3,43%	3,07%	0,13%

Em suma, o trabalho mostrou evidências de que a elevada volatilidade da taxa de juros no país é um dos determinantes principais do elevado spread bancário no Brasil. A produção industrial também se mostrou importante na determinação do *spread* bancário cobrado no país, possivelmente pelo efeito significativo que o crescimento tem sobre a inadimplência. O impacto da inflação sobre o *spread* foi inexpressivo, além de mostrar-se não significativo, conforme Tabela 2. No que tange às relações de longo prazo entre o *spread* e as demais variáveis, observa-se que apenas a taxa de juros Selic tem uma relação significativa.

## Bibliografia

- AFANASIEFF, T.S., LHACER, P.M. e NAKANE, M.I. (2001) "The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil". In *Anais do XXIX Encontro Nacional da ANPEC*. Salvador: ANPEC.
- ALLEN, L. (1988). "The determinants of bank interest margins: a note". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23, pp. 231-235.

- ALVES, A. J., DYMSKI, G. & PAULA, L.F. (2004). Banking strategy and credit expansion: a Post Keynesian approach, mimeo (disponível em [www.ie.ufrj.br/moeda](http://www.ie.ufrj.br/moeda)).
- ANGBAZO, L. (1997) “Commercial bank net interest margins, default risk, interest-rate risk, and off-balance sheet banking”, *Journal of Banking and Finance*, 21, 55-87.
- 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, jan-mar
- BANCO CENTRAL DO BRASIL - BCB (1999). Juros e Spread Bancário no Brasil (disponível em <http://www.bcb.gov.br>, acessado em 11 de maio de 2004)
- \_\_\_\_\_ (2002). Economia Bancária e Crédito: avaliação de 3 anos do Projeto Juros e Spread Bancário (disponível em <http://www.bcb.gov.br>, acessado em 11 de maio de 2004).
- 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*, v. 63, pp. 113-134.
- 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
- 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, p. 424-438
- HO, T. S. Y. & SAUNDERS, A. (1981). “The determinants of bank interest margins: theory and empirical evidence”. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16, pp. 581-600.
- IBGE/DECNA (1997). *Sistema financeiro: uma análise a partir das contas nacionais, 1990-1995*. Rio de Janeiro: IBGE/DECNA.
- IEDI (2004a). Spread no Brasil e no Mundo. *Carta n. 100* (disponível em <http://www.iedi.org.br> Acessado em 18 de maio de 2004).
- \_\_\_\_\_ (2004b). Rentabilidade das Empresas Industriais em 2003. *Carta n.101* (disponível em <http://www.iedi.org.br> Acessado em 18 de maio de 2004).
- IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND (2001). *International Capital Markets: Developments, Prospects, and Key Policy Issues*. Washington: IMF.
- JOHNSTON, J. & DINARDO, J. (2001). *Métodos Econométricos*, 4ª Edição. São Paulo: McGraw-Hill.
- KLEIN, M.A. (1971). “A Theory of the Banking Firm”. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 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.
- LIMA, C.R.S. (2003). Regulação e Defesa da Concorrência no Setor Bancário. Monografia de conclusão do curso de Ciências Econômicas. Rio de Janeiro: FCE/UERJ.
- MAIA, S. F. (2001) Modelos de Vetores Autoregressivos (VAR): uma Introdução. *Texto para Discussão* nº 60. Maringá: Universidade Estadual de Maringá.
- MALAGA, T., MAZIERO, P. & WERLANG, S.R.C. (2003). Estudo de Rentabilidade Bancária. Consultoria Econômica do Banco Itaú – Informe Especial. São Paulo: Banco Itaú.
- 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
- McSHANE, R.W. e 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* 9, pp.115-136.
- MENDES, R. (2004). Taxas de Empréstimos e Spreads Bancários no Brasil: Implicações e Causas do Alto Nível dos Spreads. Monografia de conclusão do curso de Ciências Econômicas. Rio de Janeiro: FCE/UERJ.
- 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.
- OLIVEIRA, G. (2000). Defesa da Concorrência e Regulação: o Caso do Setor Bancário. São Paulo: EAESP/FGV/NPP.
- OLIVEIRA, G. C. (2004). Análise do Spread Bancário no Brasil Após o Plano Real (1994-2003). Dissertação de mestrado. São Paulo: PUC-SP.
- OREIRO, J.L., SICSÚ, J., e PAULA, L.F. (2003). “Controle da dívida pública e política fiscal: uma alternativa para um crescimento auto-sustentado da economia brasileira”. In Sicsú, J., Oreiro, J.L. e Paula, L.F. (orgs.). *Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços*. Barueri/SP: Manole.
- PAULA, L.F. e ALVES JR, A.J. (2004) “Banking behaviour 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., ALVES Jr., A. & MARQUES, M.B.L. (2001). “Ajuste patrimonial e padrão de rentabilidade dos bancos privados durante o Plano Real (1994/98)”. *Estudos Econômicos*, v. 31, n.2, pp. 285-319.
- PAULA, L.F., OREIRO, J.L., e SILVA, G.J. (2003). “Fluxos e controle de capitais no Brasil: avaliação e proposição de política”. In Sicsú, J., Oreiro, J.L. e Paula, L.F.

(orgs.). *Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços*. Barueri/SP: Editora Manole.

SAUNDERS, A. & SCHUMACHER, L. (2000). "The determinants of bank interest rate margins: an international study". *Journal of International Money and Finance* 19, pp. 813-832.

SIMS, C.(1980). "Macroeconomics and reality". *Econometrica*, v.48, n.1, pp. 1-48.