

Capítulo 9

Spread Bancário no Brasil: uma Avaliação Empírica Recente

*Guilherme Jonas Costa da Silva, José Luís da Costa Oreiro
e Luiz Fernando de Paula*

9.1 – INTRODUÇÃO

Vários estudos internacionais têm destacado a importância dos fatores macroeconômicos na determinação do *spread* bancário, tais como taxa de inflação, taxa de juros e sua volatilidade, PIB, capacidade utilizada etc. No caso do Brasil, considerando a instabilidade macroeconômica que tem caracterizado a economia brasileira — expressa, por exemplo, no movimento de *stop-and-go* da economia e nas elevadíssimas taxas de juros básica —, é de se esperar que tais fatores tenham uma importância significativa na explicação do *spread*. A questão ganha maior relevância ao se constatar que, 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. De fato, um dos principais fatores que impede o crescimento do crédito no Brasil são as elevadíssimas taxas de juros dos empréstimos que têm sido praticadas no país, o 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 têm contribuído para que a economia cresça abaixo de seu potencial.

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

O presente capítulo objetiva aprofundar a discussão sobre a determinação do *spread* bancário no Brasil, procurando, em particular, analisar os determinantes macroeconômicos do *spread* no período recente. Para tanto, o capítulo está estruturado em seis seções, além desta introdução.¹ Na Seção 9.2 é realizada uma revisão na literatura sobre os determinantes do *spread*, enquanto a Seção 9.3 avalia brevemente alguns estudos de caso. A Seção 9.4, por sua vez, efetua uma análise da evolução e dos determinantes do *spread* bancário no Brasil. Já na Seção 9.5 realiza-se uma análise a partir de vetores auto-regressivos 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 9.6 — a título de conclusão — sumaria as principais conclusões do capítulo.

9.2 – 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 de 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 do tipo custo $C(D,L)$.² 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*). Esse 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

¹As seções 2, 3 e 4 deste capítulo estão baseadas em Oreiro et al. (2006).

²Onde 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, p. 67–68).

componentes do passivo, assim como aqueles integrantes do ativo bancário. Portanto, o *spread bancário* reflete fundamentalmente — nesta abordagem — o “grau de monopólio” do banco, ou seja, a sua capacidade de cobrar um preço maior do que o custo marginal de produção dos serviços por ele oferecidos. 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, α as reservas compulsórias como proporção do volume de depósitos do banco, ε_L a elasticidade-juros da demanda de empréstimos, ε_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 seja *neutro ao risco*,³ e que o seu comportamento seja pautado pela maximização de lucros, pode-se demonstrar que a margem ótima de intermediação nos empréstimos e nos depósitos é dada por:⁴

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

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

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 às 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 substituíbilidade entre os serviços de depósitos oferecidos pelos bancos. Dessa forma, a

³Isso significa dizer que o banco só se preocupa com o valor esperado dos seus lucros, não dando importância à dispersão dos lucros em torno do valor esperado. Nesse caso, o objetivo do banco será a maximização do lucro esperado, em vez da maximização da utilidade esperada do lucro.

⁴Ver Freixas & Rochet (1999, cap.3).

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 à atuação de bancos estrangeiros num dado país.

Se a estrutura de mercado for do tipo oligopolista, quer na concessão de empréstimos quer na captação de recursos, então a margem ótima de intermediação dos empréstimos e dos depósitos é dada por:⁵

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

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

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 de Ho & Saunders (1981),⁶ o banco é visto não como uma firma, mas como um simples intermediário entre o tomador final (as firmas) e o emprestador último (as famílias). Essa atividade de intermediação está, no entanto, sujeita 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 porquê 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 em um 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 inespera-

⁵Ver Freixas & Rochet (1999, cap.3).

⁶Extensões 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.

damente 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 em risco de reinvestimento caso haja uma redução da taxa de juros (ibid, p. 4).

Em segundo lugar, a atividade de intermediação expõe o banco à 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. Em outras palavras, o objetivo do banco não é a maximização do lucro esperado, mas sim a maximização da utilidade esperada do lucro. Nesse contexto, demonstra-se que o *spread ótimo* (s^*) é dado por:⁷

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

onde α_D é o intercepto linear da função de probabilidade de chegada de um depósito no banco, β_D é a sensibilidade da probabilidade de chegada de um depósito no banco às variações da taxa de juros de captação, α_L é o intercepto linear da função de chegada de um pedido de empréstimo no banco, β_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;⁸ σ_L^2 é o desvio-padrão da taxa de retorno dos empréstimos (medida do risco de crédito do banco); σ_M^2 é o

⁷Ver Maudos & Guevara (2003).

⁸Note que $U'(\cdot) > 0$ e $U''(\cdot) < 0$ em função da hipótese de aversão ao risco.

desvio-padrão da taxa de retorno das aplicações/empréstimos no mercado interbancário (medida do risco de taxa de juros do banco); σ_{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 interbancário.

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 β_L e β_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 interbancários*: σ_M^2
- *o risco de crédito*: σ_L^2
- *a co-variância entre o risco de crédito e o risco de taxa de juros*: σ_{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 exemplo, quanto maior for a variabilidade da taxa de inflação e da taxa de câmbio —, maior será a volatilidade resultante da taxa básica de juros⁹ e, por conseguinte, maior deverá ser o *spread* bancário.¹⁰ Nesse contexto, o *spread* pode ser reduzido por intermédio de políticas macroeconômicas que diminua a *volatilidade da taxa básica de juros*.

⁹Principalmente no caso em que a política monetária é conduzida com base no sistema de *metas de inflação*.

¹⁰O risco de taxa de juros está relacionado ao risco de um banco ter um *spread* pequeno ou mesmo negativo em suas operações de intermediação financeira, devido às oscilações das taxas de juros de mercado: no momento de refinanciamento do ativo pode ocorrer uma variação nos custos de captação que pode ser incompatível com o rendimento esperado das aplicações. Conseqüentemente, os lucros podem ser reduzidos, caso um banco com uma grande quantidade de ativos com taxas de juros fixas venha a se deparar com um grande aumento nos custos de captação de curto prazo.

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 na equação 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: o *spread* bancário puro (s^*) e a margem “suja” de intermediação (f), explicada por fatores institucionais e regulatórios.

9.3 – 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 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 ; γ_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 repetirem 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* obtidas ao longo da primeira etapa variam ao longo do tempo e entre os 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 γ_{ic} é a série de tempo de *spread puro* ($t = 1, \dots, 8$) para 7 países ($c = 1, \dots, 7$); η_c é uma série de variáveis *dummy* que refletem os efeitos da estrutura de mercado sobre o *spread*; θ_1 é a sensibilidade do *spread puro* aos efeitos do risco de intermediação, σ_c é a volatilidade da taxa de juros prevalecente no mercado interbancário.

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 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 pode, na média, ser explicada 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 em 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 7.900 bancos comerciais de 80 países no período 1988–1995. As variáveis independentes utilizadas refletiram as características bancárias, as condições macroeconômicas,¹¹ 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; ε_{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

¹¹As variáveis macroeconômicas incluem o PIB *per capita*, a taxa de crescimento do PIB real, a taxa de inflação e a 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 às 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.

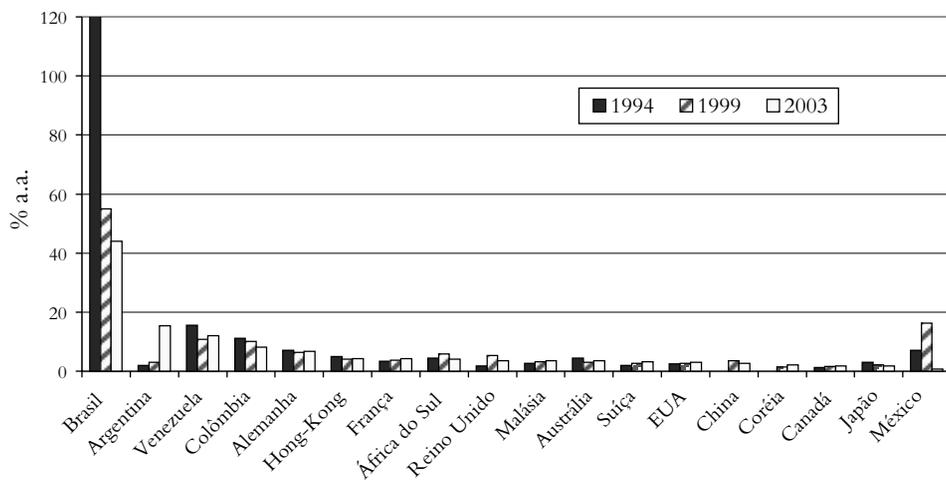
Uma análise empírica usando dados em painel sobre os determinantes do *spread* bancário nos países da América Latina é feita por Brock & Rojas-Suárez (2000). Nesse estudo, os autores utilizam uma amostra de bancos de seis países latino-americanos (Argentina, Bolívia, Colômbia, Chile, México e Peru) no 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 subgrupo de países latino-americanos com sistemas bancários fracos/inadequadamente regulados,¹² 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*. No que 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.

9.4 – 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

¹²Esse subgrupo é constituído por Argentina, Bolívia, México e Peru.



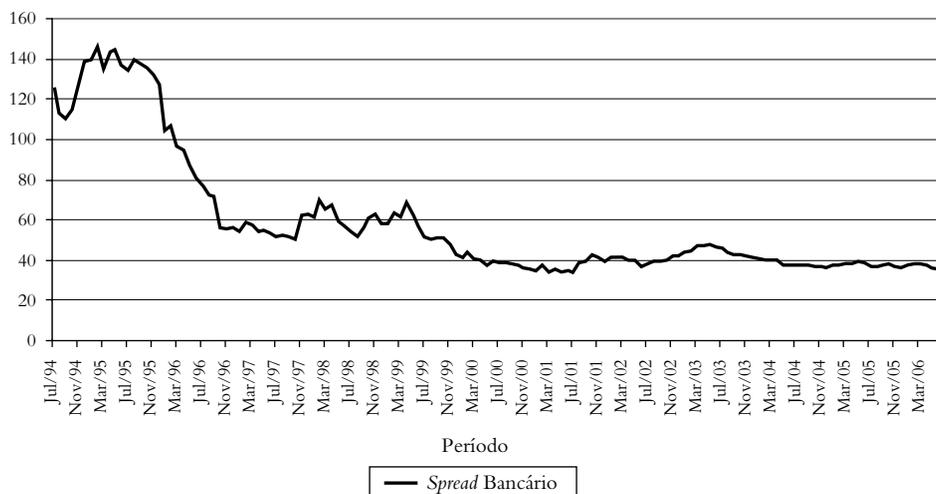
Fonte: IEDI, Carta n. 100, 2004, a partir de dados do FMI e do BCB.

Figura 9.1 Spread Bancário no Brasil e no Mundo.

instituições financeiras.¹³ As taxas de juros cobradas no Brasil apresentam-se como as mais elevadas do mundo, segundo dados do FMI. Na Figura 9.1, 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.¹⁴ 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

¹³Ao 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).

¹⁴Deve ser ressaltado que os dados do FMI, calculados de forma tradicional com base no *spread* médio (diferença entre taxa de empréstimos e taxa paga sobre depósitos), são fortemente contaminados pelo nível da taxa de juros observada em cada país e não consideram duas dimensões importantes: a natureza e a abrangência das operações utilizadas para o cálculo do *spread* e o segmento de tomadores utilizados para apurar a taxa de juros de empréstimo. Por isso, os dados relativos ao Brasil estão sobredimensionados comparativamente a outros países. Uma alternativa, para efeito de comparação internacional, é adotar o índice de Lerner. Ver, a respeito, Nakane e Costa (2005).



Fonte: Banco Central do Brasil.

Figura 9.2 Evolução do *Spread Bancário* no Brasil (1994–2005)

compararmos aos países latino-americanos e dez vezes maior do que a taxa cobrada nos países do leste asiático.

Uma segunda observação importante sobre o comportamento do *spread* bancário no Brasil é que o mesmo apresentou uma nítida tendência de queda até o início do ano 2000. Conforme pode ser visualizado na Figura 9.2, 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,¹⁵ 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.

Apesar do grande tamanho do sistema bancário brasileiro (veja a coluna ativos/PIB na Tabela 9.1) em comparação a outros países latino-americanos, os empréstimos bancários em proporção ao PIB são muito modestos, especialmente quando confrontados com países desenvolvidos.

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

Tabela 9.1 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
México	18,3	21,6	25,0	22,1
Chile	54,9	70,0	98,4	86,4
Estados Unidos	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

¹Somente bancos depositários.

²Dado inclui operações de *leasing* comercial.

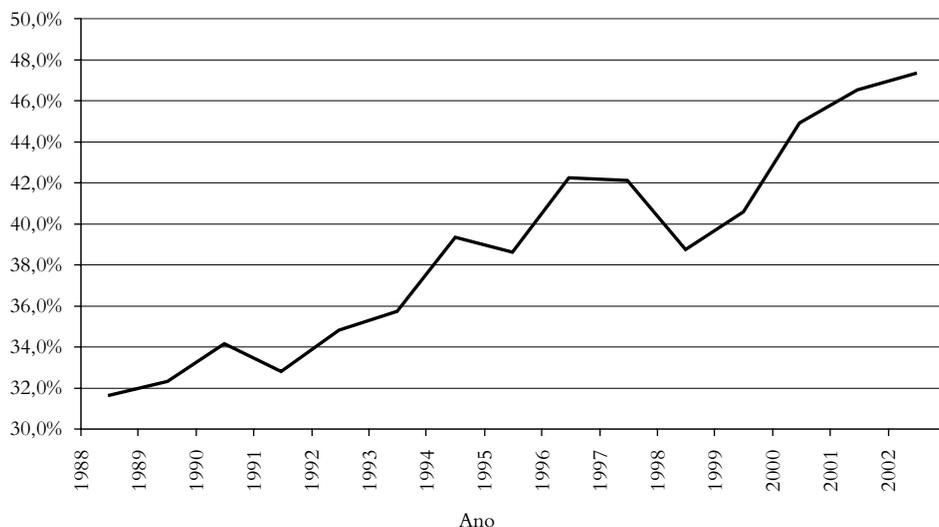
Fonte: Belaish (2003, p. 4)

Com o sucesso do Plano Real no que se refere à 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 PIB¹⁶ 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 porquê dos elevados *spreads* praticados no Brasil seria o poder de mercado dos bancos, evidenciado pelo aumento da concentração bancária 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*.¹⁷ 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 cus-

¹⁶Conforme dados do Banco Central do Brasil, 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 2000–3.

¹⁷Nakane (2002), usando séries temporais agregadas durante o período 1994–1998, encontrou evidências da 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.



Fonte: Coutinho (2003, p. 20).

Figura 9.3: Participação dos 15 Maiores Bancos Privados no Ativo Total do Sistema Bancário (1988–2003).

tos elevados, quer como resultado da capacidade de precificar os seus serviços em um patamar bastante superior ao custo marginal de produção dos serviços bancários.

Um fator que daria suporte à 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 9.3).

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 três maiores bancos privados brasileiros — Bradesco, Itaú e Unibanco — foi de 17,3% no período 1994/2001, bem superior à média de 11,8% de três grandes empresas não-financeiras nacionais — Petrobras, 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 de 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.¹⁸

9.4.3 – Estudos empíricos sobre *spread* bancário no Brasil

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

Em um outro estudo realizado por Afanasieff et al. (2002) 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;¹⁹ (b) uma dispersão elevada e persistente entre as taxas de empréstimos praticadas pelos

¹⁸Cabe destacar que “em princípio não existe uma relação um para um entre concentração de mercado e grau de competição [no mercado bancário] e que “algumas das mesmas forças que promovem a consolidação em países emergentes, tais como a entrada maior de bancos estrangeiros, são também aquelas que estimulam a competição” (IMF 2001, p. 158).

¹⁹O 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 a prazo de 20% para 0%, novas regras para o 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.

bancos. Esses 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 microeconômicas²⁰ sobre o *spread*, ou seja, aquelas relacionadas às características específicas dos bancos. A partir desse painel, foi possível obter uma estimativa do *spread puro* (ver seções 2 e 3 do presente capítulo). Numa segunda etapa, estimou-se, através de um modelo estrutural, a influência de longo prazo de variáveis macroeconômicas (taxa de juros de mercado, uma medida de prêmio de risco: *spread* do *C-bond* sobre um título do Tesouro dos Estados Unidos com a mesma maturidade, taxa de inflação, taxa de crescimento do produto, depósito compulsório sobre depósitos à vista e taxa de imposto financeiro — isto é, IOF, Pis-Cofins e CPMF) sobre o *spread* puro calculado anteriormente.

Os resultados das regressões no primeiro passo mostram que as seguintes variáveis apresentam significância estatística: razão entre os depósitos que não rendem juros e os ativos totais, custos operacionais, razão entre receita de serviços e receitas operacionais totais – tendo todas essas variáveis um efeito positivo sobre o *spread* bancário –, além de uma *dummy* para os bancos estrangeiros, cujo resultado negativo indica que esses bancos cobram *spreads* menores em média.

Os coeficientes estimados no segundo passo foram significativos, sugerindo a relevância dos aspectos macroeconômicos como principais determinantes dos *spreads* no Brasil. Os resultados da regressão sugerem que o *spread* tende a aumentar com a elevação da taxa básica de juros, do prêmio de risco, do crescimento do produto e dos impostos. Ao contrário do esperado, a taxa de inflação afeta negativamente o *spread*, possivelmente devido ao fato de que a inflação possa estar capturando o efeito da apropriação da senhoriagem do banco sobre o *spread*.

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”.²¹ Nesse estudo, publicado na forma de relatórios anuais a

²⁰As variáveis selecionadas por Afanasieff et al. (2002) foram: (a) número de agências bancárias; (b) razão entre os depósitos que não rendem juros e os ativos operacionais totais; (c) razão entre os ativos que rendem juros e os ativos totais; (d) custos operacionais; (e) liquidez do banco; (f) razão entre a receita de serviços e as receitas operacionais totais; (g) valor líquido do banco; e (h) alavancagem do banco.

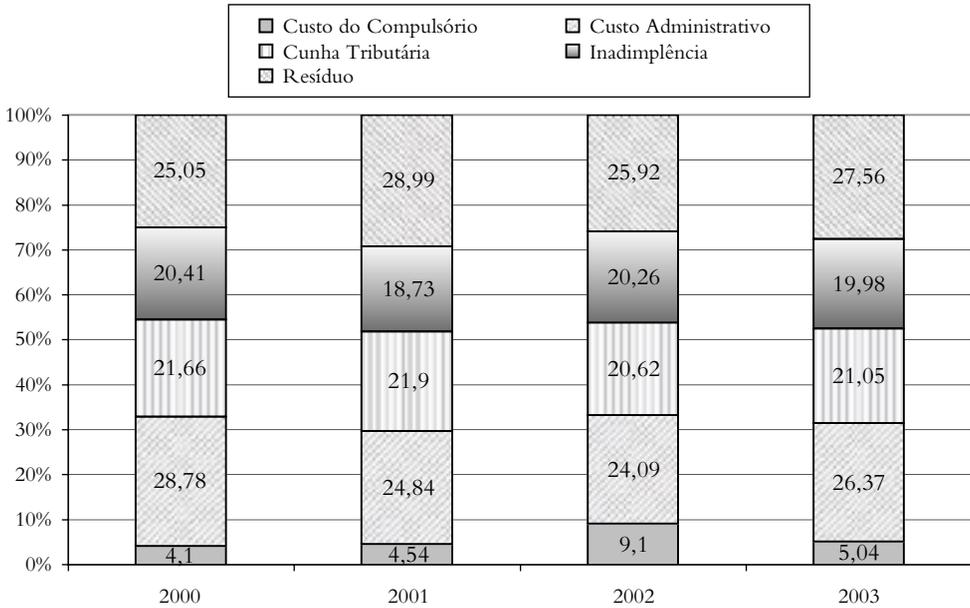
²¹Ver, entre outros, Banco Central do Brasil (1999; 2002; 2004).

partir de 1999, é feita uma decomposição contábil do *spread*,²² além de outros estudos econométricos sobre os determinantes do *spread* no Brasil. O *spread* bancário no Brasil é decomposto a partir das margens cobradas pelos bancos contemplados em uma amostra — que a partir de 2004 ampliou-se, trabalhando-se com um universo maior de bancos (comerciais, múltiplos, CEF e Banco do Brasil) que engloba todos os bancos atuantes no país em cada data-base e para os quais as informações necessárias estão disponíveis — referida em suas operações de créditos livres contratadas apenas sob taxas de juros prefixadas. São considerados os seguintes componentes: (a) resíduo, que corresponde, *grosso modo*, à margem líquida do banco; (b) cunha tributária, que inclui impostos diretos (IR e CSLL) e impostos indiretos (PIS, Cofins e IOF); (c) Fundo Garantidor de Crédito (FGC); (d) custo administrativo; e (e) inadimplência (despesas de provisão).

A Figura 9.4 apresenta a participação de cada um desses componentes no *spread* praticado pelos bancos no Brasil, entre 2000 e 2003, já levando em conta a metodologia revista em 2004.²³ Com base na decomposição contábil do *spread*, os fatores mais importantes na formação do mesmo são, respectivamente, a margem líquida de intermediação (26,9%, em média, em 2000/2003) e custo administrativo (26%), seguidos da cunha tributária (21,6%) e inadimplência (19,9%). Os compulsórios, o item de menor peso na decomposição

²²A 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 extrajuros do banco. A rentabilidade como proporção do ativo do banco pós-impostos pode ser expressa por $\frac{BTA}{TA} \equiv NIM + \frac{NII}{TA} - \frac{OV}{TA} - \frac{LLP}{TA}$. 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 conheçam os valores da rentabilidade (pré-impostos) como proporção do ativo do banco, os impostos pagos como proporção do ativo, a receita extrajuros 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.

²³Na Figura 9.3 o “Custo do FGC” é somado à “Cunha Tributária”, por ter valores abaixo de 0,30%. A metodologia revista em 2004 estabelece uma nova forma de calcular o *custo administrativo*, fugindo à hipótese de alocação de custos com base em geração de receita, como era feito anteriormente, utilizando para tanto o cálculo de preços de Aumann-Shapley. Ver, a respeito, Banco Central do Brasil (2004, cap. III).



Fonte: Banco Central do Brasil (2004, p. 11).

Figura 9.4: Descomposição do *Spread* no Brasil.

contábil, passaram a apresentar um peso relativamente maior em 2002 (9,1% do *spread*), em função da imposição de exigibilidades adicionais de recolhimentos compulsórios no ano.

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

$$\ln \textit{spread} = \beta_0 \textit{trend} + \beta_1 \ln \textit{selic} + \beta_2 \ln \textit{adm} + \beta_3 \ln \textit{risk} + \beta_4 \ln \textit{imp} + \beta_5 \ln \textit{comp} \quad (9)$$

Em que β_{it} ($i = 0, \dots, 5$) são os parâmetros estimados, o *trend* é uma tendência determinista, que controla outras variáveis que podem ter efeito sobre o *spread* mas que não estão apresentados na equação.²⁴ Os regressores são a *Selic*, que é a taxa básica de juros; *adm*, uma medida da despesa administrativa dos bancos; *risk*, 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*, o percentual de encaixes compulsórios sobre os depósitos à vista dos bancos.

²⁴Tais quais a taxa de inflação, o nível de atividade econômica, as mudanças estruturais na indústria bancária decorrentes das políticas de juros, a entrada de bancos etc.

Foram feitas oito defasagens em todas as 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:

$$\ln spread = -0,0003 \text{ trend} + 0,503 \ln \text{ Selic} + 1,554 \ln \text{ adm} + 0,219 \ln \text{ risk} + 0,723 \ln \text{ imp} \quad (10)$$

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% 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*.

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 auto-regressivo, 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 a 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 a cenários futuros, enquanto as despesas com inadim-

plência têm um caráter retrospectivo, referente a perdas passadas. Desse 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).

9.5 – OS DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DO SPREAD NO BRASIL: 1994–2005

O método econométrico utilizado neste capítulo é o de vetores auto-regressivos (doravante VAR), em que uma variável é definida como sendo função de seus próprios valores defasados e de defasagens das demais variáveis consideradas na análise. A hipótese básica do modelo VAR, segundo Sims (1980), o criador do método, é que as séries devem ser estacionárias, mas geralmente as séries macroeconômicas não são. Com efeito, para decidir a melhor especificação de um modelo desse tipo, deve-se levar em consideração dois aspectos: a perda da eficiência ou a perda de informação. Três possibilidades se apresentam como solução para o problema. A primeira, recomendada por Sims, é fazer a estimação com todas as variáveis em nível, mesmo na presença de raiz unitária, justificando que o objetivo da análise através de VAR é determinar as relações existentes entre as variáveis e não os parâmetros estimados. Entretanto, critica-se essa opção devido à perda de eficiência na estimação. A segunda alternativa é tornar as séries estacionárias, mas o ganho de eficiência na estimação se dá em detrimento da perda de informações quanto aos relacionamentos de longo prazo entre as séries. A terceira seria estimar o modelo com vetor de correção de erro (VEC) quando há evidências concretas de relações de co-integração entre as variáveis. Com essa especificação, ganha-se eficiência na estimação sem perder as importantes relações de longo prazo (Matsumoto, 2000).

Contudo, Ramaswamy & Sløk (1998) e Matsumoto (2000) argumentam que nem sempre esta última opção garante os melhores resultados, tendo em vista que impor um tratamento de co-integração pode levar a estimação tendenciosa e, portanto, enviesar as funções impulso-resposta. Segundo os autores, não havendo suficiente fundamento teórico *a priori* que possa dar respaldo tanto às relações de longo prazo quanto ao modo correto de interpretá-las, o mais aconselhável é não impor nenhuma restrição de correção ao modelo VAR. Entretanto, conforme será mostrado no presente trabalho, parece haver razões teóricas e empíricas suficientes para acreditar na existência de relações de lon-

go prazo no caso das variáveis macroeconômicas consideradas, o que torna imprescindível impor uma restrição de correção ao modelo VAR para não cometer erro de especificação.

Assim, para o exercício econométrico realizado, utilizaram-se as seguintes variáveis: *spread* bancário, taxa básica de juros, produto industrial brasileiro, taxa de câmbio e índice de preços ao consumidor. A escolha dessas variáveis baseou-se, em larga medida, nos resultados obtidos por Afanasieff et al. (2002), pelos quais conclui que as variáveis macroeconômicas (taxa básica de juros e taxa de inflação) são mais relevantes na determinação do *spread* do que as variáveis microeconômicas (número de empregados, razão entre os depósitos que não rendem juros e os ativos operacionais, razão entre os ativos que rendem juros e os ativos totais, custos operacionais, liquidez do banco, razão entre as receitas de serviços e as receitas operacionais totais, valor líquido do banco, grau de alavancagem etc.).

Dessa forma, as variáveis utilizadas foram:

- *spread bancário*, segundo o Banco Central (definido como a série 3955 — *spread* médio das operações de crédito com recursos livres ‘prefixados’ — total geral);
- *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);
- *taxa de juros Selic* do Banco Central (definida como a série 4189: taxa de juros Selic acumulada no mês, anualizada);
- *taxa de inflação* medida a partir da variação mensal do IPCA do IBGE (definida como a série 433 do Banco Central: Índice Nacional de Preços ao Consumidor — amplo);
- *taxa de câmbio – R\$/US\$* — comercial — compra — média (extraída do Ipeadata).

A Figura 9.5 mostra o comportamento das variáveis selecionadas em nível no período de julho de 1994 a dezembro de 2005. O intervalo escolhido refere-se ao período de estabilidade de preços no Brasil até o período recente.

9.5.1 – Determinantes macroeconômicos do *spread* bancário: evidências empíricas recentes

O objetivo deste tópico é encontrar os determinantes macroeconômicos do *spread* bancário no Brasil. Acredita-se que o *spread* seja 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).

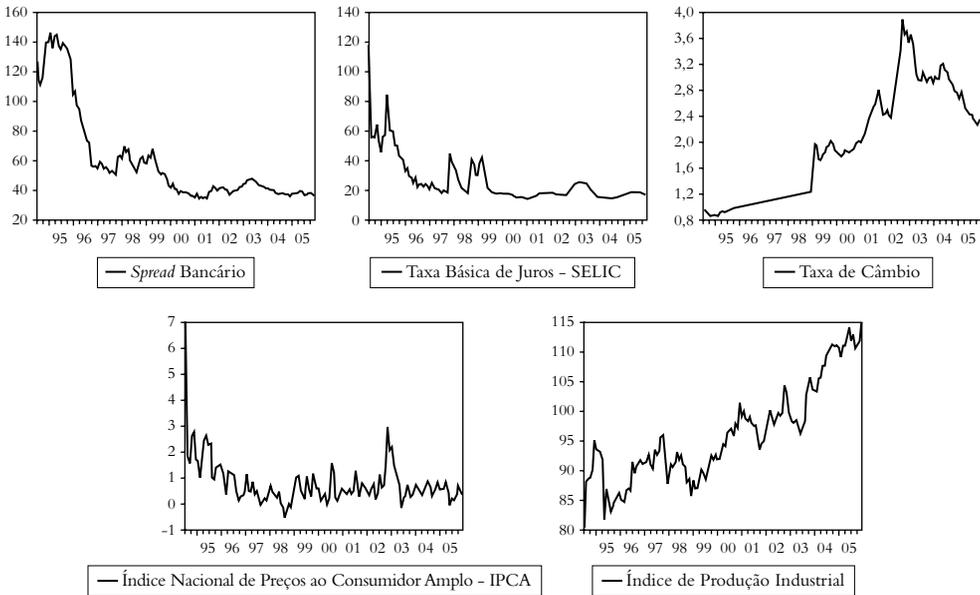


Figura 9.5 As Variáveis Macroeconômicas em Nível.

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 econômicas. Contudo, percebeu-se que nenhuma das variáveis consideradas foi estacionária em nível. (Tabela 9.2)²⁵

Após verificar a ordem de integração das variáveis, realizou-se o teste de co-integração de Johansen, com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração.²⁶ As estatísticas traço (LR_{trace}) e máximo autovalor ($LR_{máx}$) apontaram a presença de um vetor de co-integração, como se pode observar na Tabela 9.3.

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, ou seja, o VAR incluindo um vetor de co-integração para corrigir esses desequilíbrios de curto prazo, com o intuito de conduzi-lo de volta ao equilíbrio. Portanto, no presente trabalho, a estimação

²⁵Apesar de o 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.

²⁶Essa especificação parece ser a mais apropriada para as séries macroeconômicas analisadas neste trabalho.

Tabela 9.2 Teste de Estacionariedade de Dickey-Fuller Aumentado²⁷

Discriminação	Defasagem	Constante	Tendência	Estatística t	Valor Crítico 1%
<i>Spread</i> **	0	Sim	Não	-2.499733	-2.581951
GSpread*	1	Sim	Não	-6.801178	-2.582204
Juros*	0	Não	Não	-4.311254	-2.581951
GJuros*	0	Não	Não	-13.11215	-2.582015
Câmbio	1	Sim	Não	-1.307095	-3.478911
GCâmbio*	0	Não	Não	-7.800221	-2.582204
PIB	0	Sim	Sim	-2.944967	-4.026429
GPIB*	0	Não	Não	-13.72341	-2.582076
IPCA*	0	Sim	Não	-9.552496	-3.478547
GIPCA*	0	Não	Não	-10.13972	-2.582076

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

*Significativo a 1%.

**Significativo a 5%.

Nota: Para seleção da defasagem foi utilizado o critério de informação de Schwarz (SC).

Tabela 9.3 Resultados dos Testes de Co-integração de Johansen e Valores para LR_{trace} e $LR_{\text{máx}}$

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Eigenvalue	LR_{trace}	$CV_{\text{trace}, 5\%}$	Prob**
$r = 0$	$r > 0$	0.374345	104.9376*	69.81889	0.0000
$r \leq 1$	$r > 1$	0.171706	41.62855	47.85613	0.1694
$r \leq 2$	$r > 2$	0.068009	16.19631	29.79707	0.6984
$r \leq 3$	$r > 3$	0.030479	6.687948	15.49471	0.6142

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Eigenvalue	$LR_{\text{máx}}$	$LR_{\text{máx} 5\%}$	Prob**
$r = 0$	$r = 1$	0.374345	63.30900*	33.87687	0.0000
$r = 1$	$r = 2$	0.171706	25.43225	27.58434	0.0919
$r = 2$	$r = 3$	0.068009	9.508357	21.13162	0.7894
$r = 3$	$r = 4$	0.030479	4.178729	14.26460	0.8400

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

*Denota rejeição da hipótese ao nível 0.05.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

²⁷A letra G à frente das variáveis refere-se à taxa de variação.

Tabela 9.4 Critério de Seleção do Número de Defasagens

Discriminação	Critério de Informação de Schwarz (SC)
1 defasagem	-5.88906
2 defasagens	-5.48896
3 defasagens	-5.26309
4 defasagens	-4.74989

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

Nota: Periodicidade dos dados é de jul./1994 – dez./2005.

do VAR restrito (com um mecanismo de correção de erro) faz-se necessário para corrigir os desvios de curto prazo da trajetória de equilíbrio de longo prazo.

Para desenvolver um modelo bem especificado é necessário, entre outras coisas, a escolha adequada do número de defasagens para fazer as estimações. Para tanto, tomam-se como base os critérios de informação de Schwarz (SC).²⁸ A estatística sinalizou o número de defasagens a incluir no VAR (Tabela 9.4).

Segundo Mendonça (2005), considerando que os erros são ortogonalizados pela decomposição de Cholesky para a estimação do VEC, 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). É uma alternativa para ordenar as variáveis das “mais exógenas” — afetadas contemporaneamente apenas pelo seu próprio choque estrutural — para as variáveis “mais endógenas” — afetadas contemporaneamente por todos os choques. Isto posto, os resultados estão apresentados na Tabela 9.5.

De acordo com esse critério, a ordenação adequada é a seguinte: GIPCA, GCâmbio, GJuros, GPIB e GSpread. Assim, a taxa de variação do *spread* bancário (variável de interesse nesse estudo) é a mais endógena, respondendo contemporaneamente às variações do produto, da taxa de inflação, da taxa de câmbio e da taxa de juros.

Para analisar os resultados do modelo VAR (restrito ou irrestrito) é comum fazê-lo por meio da função de impulso-resposta e da decomposição da variân-

²⁸Sua fórmula é a seguinte: $SC = -(l/T) + k \log(T)/T$, onde l é o valor do log da função de verossimilhança com k parâmetros estimados usando T observações. A análise do número de defasagens se baseou no critério de Schwarz e na análise da ausência de correlação serial dos resíduos.

Tabela 9.5 Teste de Precedência Temporal de Granger

VEC (1)			
Hipótese Nula	Nº Observações	Estadística F	Probabilidade
GJUROS does not Granger Cause GIPCA	136	0.13832	0.71055
GIPCA does not Granger Cause GJUROS		1.67346	0.19804
GPIB does not Granger Cause GIPCA	136	0.00775	0.92998
GIPCA does not Granger Cause GPIB		0.06274	0.80260
GSPREAD does not Granger Cause GIPCA	136	1.85078	0.17599
GIPCA does not Granger Cause GSPREAD		1.22444	0.27049
GCAMBIO does not Granger Cause GIPCA	136	2.41605	0.12247
GIPCA does not Granger Cause GCAMBIO		0.81543	0.36815
GPIB does not Granger Cause GJUROS	136	0.84506	0.35962
GJUROS does not Granger Cause GPIB		15.7833	0.00012
GSPREAD does not Granger Cause GJUROS	136	4.57062	0.03435
GJUROS does not Granger Cause GSPREAD		6.14345	0.01444
GCAMBIO does not Granger Cause GJUROS	136	4.3457	0.03902
GJUROS does not Granger Cause GCAMBIO		1.95435	0.16445
GSPREAD does not Granger Cause GPIB	136	2.8919	0.09136
GPIB does not Granger Cause GSPREAD		1.41018	0.23714
GCAMBIO does not Granger Cause GPIB	136	0.54734	0.46071
GPIB does not Granger Cause GCAMBIO		1.15918	0.28359
GCAMBIO does not Granger Cause GSPREAD	136	1.81582	0.1801
GSPREAD does not Granger Cause GCAMBIO		0.89514	0.34581

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

cia. 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 9.6.

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

Response to Cholesky One S.D. Innovations

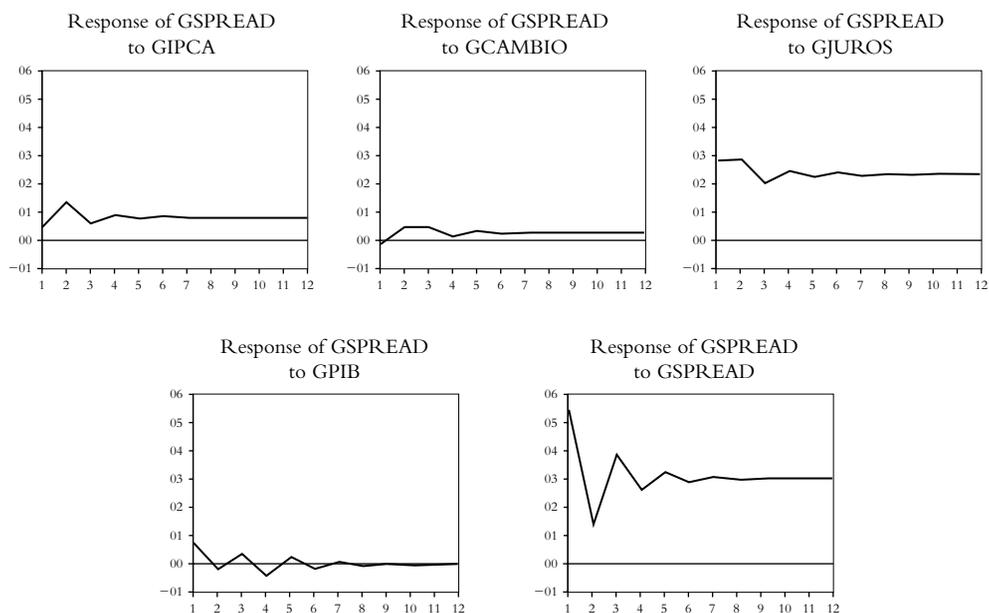


Figura 9.6 Função Resposta do Crescimento do *Spread* a um Impulso no Crescimento das Variáveis Macroeconômicas

persistente. 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 do *spread* bancário, que também foi positivo ainda que pouco significativo. No último gráfico da primeira 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. Esse resultado confirma a hipótese de *preferência pela liquidez dos bancos* (cf. Paula e Alves Jr., 2003), segundo a qual os bancos no Brasil — diante da existência de uma aplicação livre de risco que combina liquidez e rentabilidade, como no caso de títulos públicos indexados — passam a incorporar um elevado prêmio de liquidez nas operações de concessão de empréstimos. Acrescente-se que, como assinalado na Seção 9.2, elevações nas taxas de juros básicas podem ocasionar uma maior variabilidade no nível da produção real e na lucratividade das firmas, elevando o risco de crédito, o que pode resultar em taxas de empréstimos e *spreads* maiores.

Antes de explicar o resultado do gráfico seguinte, é interessante destacar que o impacto negativo do PIB sobre o *spread* bancário pode ser atribuído ao “efeito inadimplência”, no sentido de que um maior (menor) crescimento do produto e da renda nacional resulta em uma diminuição (aumento) na inadimplência bancária (e no risco do crédito) que tende a acarretar uma redução (aumento) no *spread*, enquanto 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 esse estímulo elevando a taxa de empréstimos e mantendo a taxa de depósitos inalterada.

Isso posto, observe no primeiro gráfico da segunda linha que um choque na taxa de crescimento do PIB causa um efeito oscilante convergente sobre a taxa de crescimento do *spread* bancário. O segundo gráfico da segunda linha mostra o impacto que um choque positivo do *spread* bancário tende a provocar na própria variável. Podemos observar que o *spread*, tal como outras variáveis econômicas, possui um forte componente inercial, o que fica demonstrado pelo fato de que choques nessa variável (ou na sua taxa de crescimento) no tempo t têm efeito sobre os valores dessa variável em períodos subsequentes.

A Tabela 9.6 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 1.000 repetições. Note que o crescimento na taxa de inflação respondeu por aproximadamente 4% da variância do crescimento do *spread* bancário. Os resultados mostraram que o crescimento da taxa de juros é a variável mais relevante, pois tem uma importância grande sobre a variância do crescimento do *spread* bancário, ou seja, cerca de 33%. No tocante à importância do crescimento do *spread* bancário na explicação dele mesmo, constatou-se que representa aproximadamente 61%, confirmando a hipótese de haver um forte componente inercial. A importância relativa das demais variáveis sobre o crescimento do *spread* é desprezível.

Em suma, as evidências recentes parecem indicar que a taxa básica de juros é a variável mais relevante na explicação do crescimento do *spread* bancário no país. Adicionalmente, constatou-se que a taxa de inflação tem um efeito positivo sobre o crescimento do *spread* bancário, resultado que está associado com um aumento do *mark-up* do setor bancário, mas atualmente não pode ser considerado um dos principais determinantes do elevado *spread* bancário no Brasil. No que tange às demais variáveis, crescimento da taxa de câmbio e da produção industrial, não há evidências concretas (no período considerado) de que são relevantes na determinação do *spread* bancário cobrado no país.

Tabela 9.6 Decomposição da Variância (%) – Taxa de Variação do *Spread* Bancário

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

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

Nota: Ordem Cholesky GIPCA, GCâmbio, GJuros, GPIB e GSpread.

9.6 – CONCLUSÃO

Os resultados obtidos neste capítulo evidenciaram — em consonância com a literatura internacional empírica — que os fatores macroeconômicos são importantes no Brasil na explicação da determinação do *spread* bancário. Em particular, destacam-se (i) o nível da taxa de juros, que serve tanto como piso para as taxas de empréstimos como “custo de oportunidade” para as operações de empréstimos, em função da indexação à Selic de parte da dívida pública; (ii) em menor grau, a taxa de inflação, uma vez que elevações da taxa de inflação estão associadas com um aumento do *mark-up* do setor bancário.

Por fim, para os propósitos de propostas de políticas para redução do *spread* bancário no Brasil, os resultados deste trabalho parecem indicar que a redução na taxa Selic é condição *sine qua non* para que se possa obter uma diminuição mais pronunciada e duradoura no *spread* no País.

9.7 – REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AFANASIEFF, T.S.; LHACER, P.M.; NAKANE, M.I. (2002) “The Determinants of Bank Interest *Spread* in Brazil”. *Money Affairs*, v. XV, n. 2, p.183–207
- ALLEN, L. (1988) “The determinants of bank interest margins: a note”. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 23, p. 231–235.

- ANGBAZO, L. (1997) "Commercial bank net interest margins, default risk, interest-rate risk, and off-balance sheet banking". *Journal of Banking and Finance*, v. 21, p. 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*, v. 48, n.1.
- 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).
- _____. (2004) Economia Bancária e Crédito: avaliação de 5 anos do Projeto Juros e *Spread* Bancário (disponível em <http://www.bcb.gov.br>, acessado em 21 de setembro de 2005).
- 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, p. 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*, v. 13, n. 2, p. 379–408.
- ENDERS, W. (1995) *Applied Econometric Times Series*. 2 ed. Nova York: John Wiley & Sons, Inc.
- FREIXAS, X.; ROCHET, J. (1999) *Economía Bancaria*. Barcelona: Antoni Bosch.
- GRANGER, C. W. J. (1969) "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods". *Econometrica*, v. 37, p. 424–438.
- HAMILTON, J. (1994) *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- HO, T. S. Y.; SAUNDERS, A. (1981) "The determinants of bank interest margins: theory and empirical evidence". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 16, p. 581–600.
- IBGE/DECNA (1997) *Sistema Financeiro: uma análise a partir das contas nacionais, 1990–1995*. Rio de Janeiro: IBGE/DECNA.
- IEDI (2004) *Spread* no Brasil e no Mundo. *Carta n. 100* (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 Econômicos*, 4 ed. São Paulo: McGraw-Hill.
- KLEIN, M.A. (1971) "A Theory of the Banking Firm". *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 3, n 2, p. 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*, Brasília: Banco Central do Brasil, p. 27–30.
- MADDALA, G.S.; KIM, I. (1998) *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge: Cambridge University Press.
- MAIA, S. F. (2001) Modelos de Vetores Auto-regressivos (VAR): uma Introdução. *Texto para Discussão* Maringá: Universidade Estadual de Maringá. n. 60.
- MALAGA, T.; MAZIERO, P.; WERLANG, S.R.C. (2003) *Estudo de Rentabilidade Bancária*. Consultoria Econômica do Banco Itaú – Informe Especial. São Paulo: Banco Itaú.
- MATSUMOTO, K. (2000) *Efeitos Reais da Transmissão de Política Monetária: Comparação Empírica entre Brasil e Argentina*. Dissertação de Mestrado, FGV-RJ.
- MAUDOS, J.; GUEVARA, J. F. (2004) “Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union”, *Journal of Banking and Finance*, v. 28, n. 9, p. 2259–2281.
- MCSHANE, R. W.; SHARPE I. G. (1985) “A time series/cross section analysis of the determinants of Australian trading bank loan/deposit interest margins: 1962–1981”. *Journal of Banking and Finance*, v. 9, p. 115–136.
- MENDONÇA, H. F. (2005) Metas para inflação e variáveis macroeconômicas: uma avaliação empírica. Acessado em 1/8/2006. Disponível em www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A040.pdf.
- 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*, Brasília: Banco Central do Brasil, p. 58–67.
- NAKANE, M. I. (2002) “A test of competition in Brazilian banking”. *Estudos Econômicos*, 32, p. 203–224.
- NAKANE, M. I.; COSTA, A. C. A. (2005) “*Spread* bancário: os problemas da comparação internacional”. *Risk Update*, ano 1, n. 3, p. 9–14.
- OREIRO, J. L.; PAULA, L. F.; SILVA, G. J.; ONO, F. (2006) “Determinantes macroeconômicos do *spread* bancário no Brasil: teoria e evidência recente”. *Economia Aplicada*, v. 10, n. 4, no prelo.
- PAULA, L. F.; ALVES JR., A. J. (2003) “Banking behaviour and the Brazilian economy after the Real Plan: a post-Keynesian approach”. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, n. 227, p. 337–365.
- RAMASWAMY, R.; SLØK, T. (1998) The real effects of monetary policy in the European union: what are the differences? *IMF Staff Papers*, v. 45, n. 2.
- SAUNDERS, A.; SCHUMACHER, L. (2000) “The determinants of bank interest rate margins: an international study”. *Journal of International Money and Finance*, v. 19, p. 813–832.
- SIMS, C. (1980) “Macroeconomics and reality”. *Econometrica*, v. 48, n. 1, p. 1–48.
- SIMS, C.; STOCK, J.; WATSON, M.W. (1990) “Inference in Linear Times Series Models with some Unit Roots”. *Econometrica*, 58, p. 113–44.