

TCC/UNICAMP
W29s
1290003098/IE

Disce (Economia)
Credito Bancario



UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS
INSTITUTO DE ECONOMIA

SPREAD BANCÁRIO E RISCO DE CRÉDITO

As contribuições da SELIC e da Inadimplência

20083098



Professor orientador: PROF. RODOLFO HOFFMANN

Aluno: Alexandre Yuji Watanabe

RA: 023026

Campinas
Dezembro de 2006

CEDOC/IE

Agradecimentos

Aos meus pais pelo sacrifício que fazem para me oferecer apenas o melhor, e pela confiança que sempre depositaram em mim. Acredito que este trabalho de conclusão de curso representa um retorno do investimento que fizeram.

À minha irmã que sempre esteve disposta a ajudar.

Ao professor José Marangoni Camargo da Faculdade de Filosofia e Ciências da UNESP por me iniciar nas Ciências Econômicas.

Aos professores do Instituto de Economia da UNICAMP. Em particular o professor Rodolfo Hoffmann, que mesmo não familiarizado com o tema desta pesquisa aceitou a tarefa de orientá-la. Acredito que o conjunto de conhecimentos adquiridos no Instituto de Economia constitui um dos ativos mais valiosos de que disponho.

Aos amigos que fiz na faculdade pelo convívio harmonioso.

Estas pessoas não têm responsabilidade alguma sobre os equívocos e imprecisões que podem ser encontrados neste trabalho. Estes devem ser creditados às minhas limitações.

SUMÁRIO

Introdução	4
Capítulo 1 – Descrição da evolução da taxa de juros, <i>spread</i> bancário, prêmio de risco e inadimplência.	6
Capítulo 2 – Revisão Bibliográfica	15
Capítulo 3 – Metodologia	28
Capítulo 4 – Resultados	32
Considerações Finais	36
Apêndice	39
Bibliografia	42

Introdução

Uma definição operacional de banco é a seguinte: um banco é uma instituição cuja operação corrente consiste em conceder empréstimos e receber depósitos do público. Esses depósitos são remunerados a uma determinada taxa e as concessões de crédito são feitas mediante a cobrança de uma taxa de juros. A diferença entre esta taxa de juros – custo ao tomador – e aquela taxa – taxa de captação – corresponde ao *spread* bancário. O *spread* bancário é o objeto de análise de nossa pesquisa.

Considerando a definição de *spread* bancário, fica evidente que sua dimensão é função do risco de crédito ou risco de *default*, isto é, o risco ao qual está sujeito o credor pelo não pagamento da dívida assumida pelo tomador. Dessa forma, a taxa de juros cobrada pela concessão de crédito é diretamente proporcional ao risco de inadimplência. Portanto, o banco minimiza suas perdas quando seus tomadores apresentam probabilidade mínima de não pagamento da dívida.

Entre os tomadores encontramos o Estado e o setor privado. Visto o que já apresentamos, nosso objetivo é apontar a contribuição individual do Estado e do tomador – pessoa física – na determinação do tamanho do *spread* bancário. Analisar o *spread* bancário é relevante, pois se trata de uma variável importante, entre tantas outras, na determinação do comportamento do crédito. Sendo o crédito outra variável essencial na determinação do consumo, do investimento e do gasto público – dado que o tomador é tanto o Estado como o setor privado – e, conseqüentemente, do nível de produção.

No que se refere ao Estado, acreditamos que ele contribui para o *spread* via prêmio de risco e através da cunha fiscal. A cunha fiscal (e compulsória) sobre a intermediação financeira corresponde à razão entre o total de impostos gerados na intermediação financeira e o custo total do empréstimo para o tomador – definido como a soma dos juros pagos com o IOF e CPMF pagos. Essa dimensão fiscal contribui para a determinação do *spread* bancário visto que o banco tende a repassar tal custo ao tomador. Já o prêmio de risco corresponde à diferença entre a taxa de juros cobrada para concessão do crédito e a taxa SELIC, pois, o banco está sujeito a um risco maior quando empresta para um indivíduo ou empresa do que quando empresta ao Estado, dado que este pode tributar ou mesmo emitir moeda para saldar sua dívida. Portanto, o banco cobra uma

recompensa menor pela renúncia da liquidez no último caso. Do ponto de vista da Pessoa Física, consideramos que sua responsabilidade na determinação do *spread* bancário é produto da inadimplência – que também aponta o risco de crédito.

Dessa forma, nessa pesquisa buscamos apresentar o *spread* bancário como função do risco de crédito. Por um lado, a inadimplência do tomador, que corresponde ao risco do banco perder dinheiro caso o tomador não pague a dívida. Por outro, o prêmio de risco que corresponde ao prêmio exigido pelo banco por não emprestar ao Estado, tomador com risco mínimo de inadimplência, pois, este pode tributar para se capitalizar ou mesmo, emitir moeda. Partimos das seguintes hipóteses:

- H_1 : A variação do *spread* bancário causa, no sentido de *Granger*¹, variação da inadimplência.
- H_2 : A variação do prêmio de risco causa, no sentido de *Granger*, variação da inadimplência.

Em suma, essas hipóteses, significam que, embora o nível de inadimplência contribua na determinação do *spread* bancário, os maiores responsáveis são o próprio banco e o Estado.

¹ Trataremos do teste de causalidade de *Granger* no terceiro capítulo.

Capítulo 1

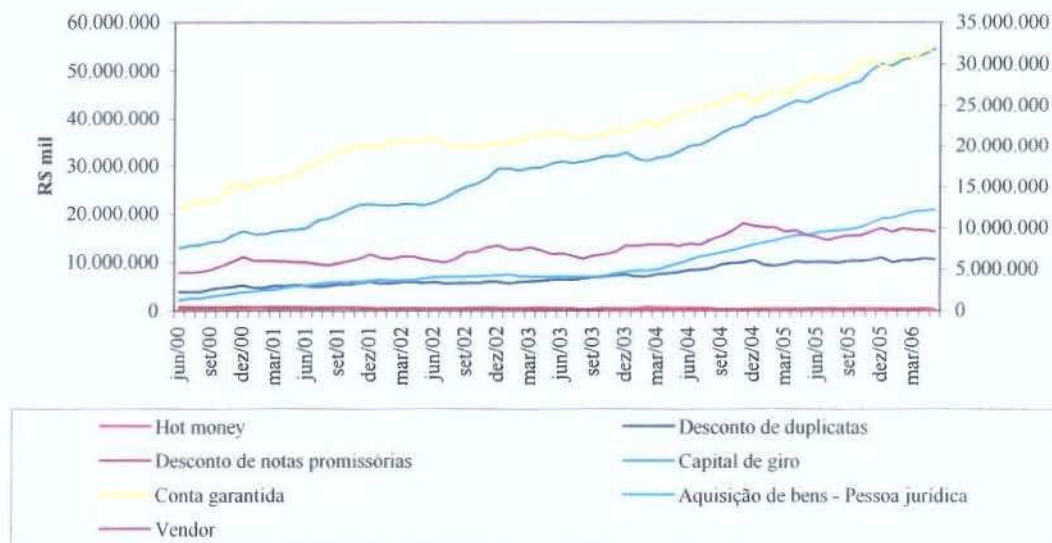
Evolução da taxa de juros, do *spread* bancário, do prêmio de risco e da inadimplência.

Nessa seção faremos uma rápida descrição do comportamento do *spread* bancário, do prêmio de risco e da inadimplência. Nosso objetivo principal é mostrar as relações que se estabelecem entre estas três variáveis, no caso das operações de crédito à Pessoa Física com encargos pré-fixados.

Antes de tratar especificamente das séries de *spread* bancário, taxa de juros e inadimplência, cabe destacar sob quais modalidades são concedidos os maiores volumes de crédito. Os gráficos 1 e 2 apontam o avanço acelerado do crédito pessoal a partir do segundo semestre de 2003. A aceleração do crédito pessoal é visto como um dos fatores responsáveis pelo crescimento da demanda agregada durante o governo Lula. Nesses gráficos as séries desconto de duplicatas, capital de giro e crédito pessoal têm escala à esquerda. As demais à direita. Apresentamos as séries de crédito à Pessoa Jurídica apenas para possibilitar o confronto com as séries de crédito à Pessoa Física, pois nesse trabalho aplicaremos o Teste de Causalidade de *Granger* para testar nossas hipóteses apenas ao crédito para Pessoas Físicas, conforme destacamos na Introdução deste trabalho.

Gráfico 1

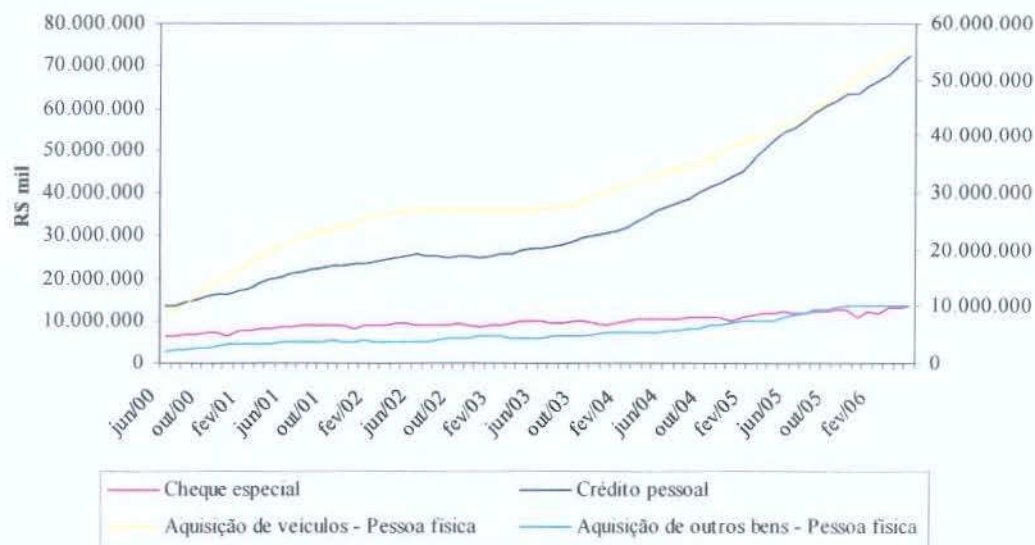
Saldo consolidado no mês das operações de crédito com recursos livres à Pessoa Jurídica



Fonte: Banco Central do Brasil

Gráfico 2

Saldo consolidado no mês das operações de crédito com recursos livres à Pessoa Física



Fonte: Banco Central do Brasil

Agora a primeira variável que utilizaremos na análise estatística: a taxa de juros cobrada pelos empréstimos. O gráfico 3, a seguir, aponta claramente que no caso de operações

que envolvem compra de bens onde estes são a própria garantia, ou qualquer outra forma de garantia, a taxa de juros é significativamente menor. A taxa de juros cobrada da pessoa física para aquisição de veículo não alcança nem metade da taxa cobrada na modalidade cheque especial. E também, é significativamente menor que a taxa de juros cobrada na concessão de crédito pessoal.

Entretanto, chama a atenção o fato de as taxas de juros cobradas das pessoas jurídicas serem muito menores em relação às pessoas físicas, conforme dados do Banco Central². Isso mesmo em operações que não envolvem garantias reais. A taxa de juros cobrada em operações como desconto de notas promissórias, desconto de duplicatas e *hot money* – operações de crédito caracterizadas por prazo máximo de 29 dias e procedimentos operacionais simplificados – são menores que as envolvidas em aquisição de bens pelas pessoas físicas. Cotejando aquisição de bens pelas pessoas jurídicas e aquisição de veículos pelas pessoas físicas, aquelas pagam juros menores. Dessa forma, tais dados sinalizam que a existência de garantias é relevante, porém, a solvência do tomador é mais importante na determinação da taxa de juros cobrada.

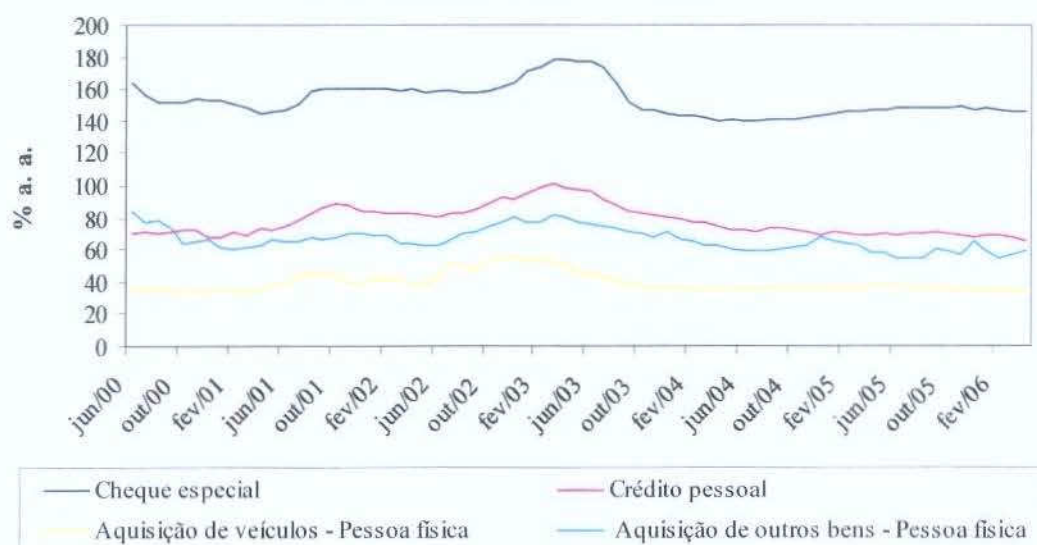
Um último dado importante sobre as séries de taxas de juros é a não-estacionaridade. O teste *Dickey-Fuller ampliado*³ aponta raiz unitária para as séries.

² As séries de crédito que utilizamos nesse trabalho, assim como as séries de crédito à Pessoa Jurídica podem ser encontradas no Sistema Gerenciador de Séries do Banco Central do Brasil: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>

³ Trataremos de estacionaridade, raiz unitária e teste *Dickey-Fuller ampliado* no apêndice deste trabalho. Por hora cabe apontar que se uma série temporal apresenta raiz unitária, a série é não estacionária.

Gráfico 3

Taxa média mensal (pré-fixada) das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros

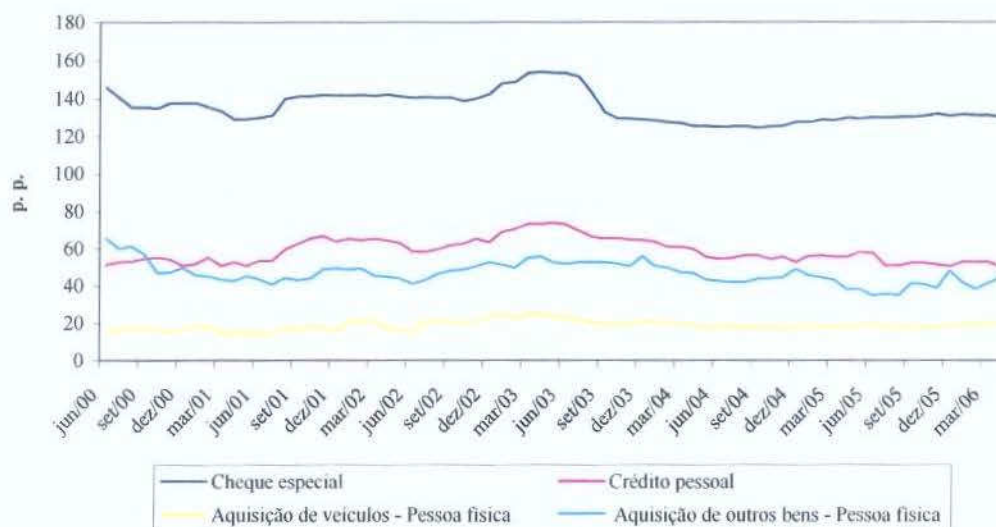


Fonte: Banco Central do Brasil

A próxima variável que empregaremos na análise estatística é o *spread* bancário. O *spread* bancário corresponde à diferença entre a taxa de juros de aplicação e a de captação do mercado, compreendendo o lucro e o risco relativos às operações de crédito. A taxa de captação do mercado em operações com taxas de juros pré-fixadas (nosso caso) é a média das taxas diárias de remuneração dos certificados ou recibos de depósitos bancários (CDB/RDB) para modalidades cujo prazo médio situa-se em torno de 30 dias. Para as demais modalidades com prazos superiores a 30 dias, a taxa de captação é a média das taxas referenciais dos contratos realizados no mercado de derivativos. Por isso, a trajetória das séries apresentadas no gráfico 4 a seguir é bastante semelhante à trajetória das séries apresentadas no gráfico anterior.

Gráfico 4

Spread médio das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros (pré-fixado)



Fonte: Banco Central do Brasil

A análise do gráfico 4 levanta a hipótese de maior lucratividade dos bancos nas operações de crédito à pessoa física – pois, conforme comentamos, a taxa de juros cobrada nas operações de crédito à Pessoa Jurídica é menor. A taxa de juros mais elevada gera maior *spread* bancário e, conseqüentemente, lucro mais alto, embora o *spread* bancário não seja integralmente lucro do banco. A comprovação de tal hipótese está sujeita à trajetória da inadimplência. Isto porque se o *spread* bancário mais elevado gerar maior inadimplência, o banco incorre em perdas.

Além disso, todas as séries de *spread* bancário das pessoas físicas revelam raiz unitária, quando submetidas ao teste *Dickey-Fuller ampliado*. Não é possível rejeitar H_0 (presença de raiz unitária) nem ao nível de significância de 10%, nas três versões: com constante, com constante e tendência e com constante, tendência e tendência ao quadrado.

A próxima variável é a inadimplência. Ela é dividida neste trabalho em inadimplência entre 15 e 90 dias e inadimplência acima de 90 dias. Essas inadimplências são obtidas para cada modalidade de empréstimo, pela divisão da soma dos valores em atraso entre 15 e 90 dias e da soma dos valores em atraso superiores a 90 dias pela soma do montante da carteira de empréstimos na modalidade em questão, independentemente dos encargos

financeiros pactuados. As séries de inadimplências são apresentadas nos quatro gráficos seguintes.

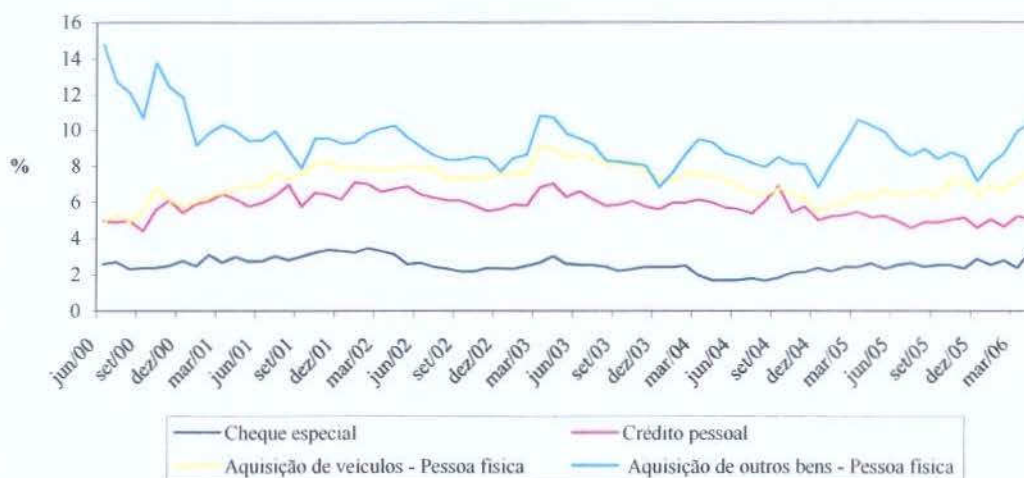
As séries do gráfico 5 adiante revelam as maiores inadimplências nas operações de crédito para aquisição de veículos e outros bens. Justamente as operações que cobram menor taxa de juros. E ao contrário, as operações de cheque especial e crédito pessoal, que exigem taxas de juros mais elevadas, sofrem menor inadimplência. Portanto, essa análise preliminar das séries de inadimplências entre 15 e 90 dias parece comprovar a hipótese de maior lucratividade dos bancos nas operações de crédito à pessoa física.

Os resultados dos testes *Dickey-Fuller ampliado* para as séries de inadimplência de 15 a 90 dias das pessoas físicas são os seguintes. As séries de cheque especial e aquisição de veículos apresentam individualmente raiz unitária. Não é possível rejeitar a hipótese de presença de raiz unitária nem ao nível de significância de 10%, nas três versões. A série de crédito pessoal apresenta raiz unitária quando submetida ao teste com constante ao nível de significância de 10%. Quando é feito o teste com constante e tendência, não apresenta raiz unitária ao nível de 10%.

Na versão com constante, tendência e tendência ao quadrado, não apresenta raiz unitária ao nível de significância de 5%. E a série de aquisição de outros bens não apresenta raiz unitária ao nível de significância de 1% quando é feito o teste apenas com constante. Quando os testes são aplicados com constante e tendência e constante, tendência e tendência ao quadrado, rejeitamos a hipótese nula de presença de raiz unitária ao nível de significância de 5%.

Gráfico 5

Operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros - Inadimplência de 15 a 90 dias em relação ao total da modalidade



Fonte: Banco Central do Brasil

A inadimplência acima de 90 dias das operações de crédito à pessoa física também apresenta relação inversa com a taxa de juros. Verificamos que a inadimplência da aquisição de outros bens pelas pessoas físicas, que exige taxa de juros menor que operações de crédito pessoal e cheque especial, é superior à inadimplência dessas duas últimas operações. Apenas a operação de crédito à pessoa física para aquisição de veículos apresenta relação direta entre taxa de juros e inadimplência. Isto é, menor taxa de juros resulta em menor inadimplência.

Os resultados dos testes *Dickey-Fuller ampliado* aplicados às séries de inadimplências superiores a 90 dias são os seguintes: as quatro séries de inadimplência superior a 90 dias das pessoas físicas, as séries de cheque especial, crédito pessoal e aquisição de veículos apresentam raiz unitária. Aceita-se a hipótese de presença de raiz unitária até mesmo ao nível de significância de 10% nas três versões do teste. Apenas a série de aquisição de outros bens não apresenta raiz unitária. Rejeita-se a hipótese nula ao nível de significância de 1% quando é feito o teste apenas com constante. Aplicando-se os testes com constante e tendência e com constante, tendência e tendência ao quadrado, rejeita-se a hipótese nula de presença de raiz unitária ao nível de significância de 10%.

Gráfico 6

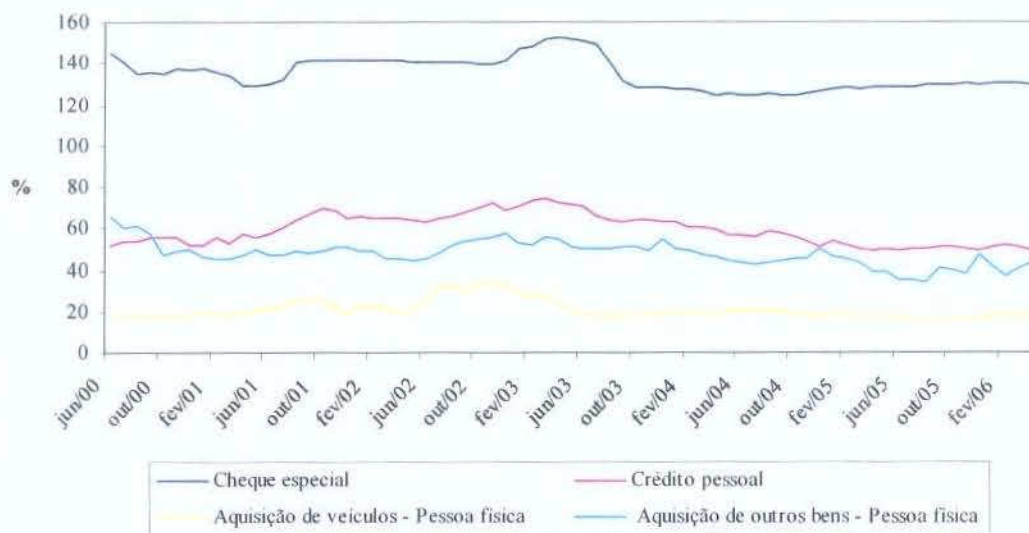


Fonte: Banco Central do Brasil

E a última variável que utilizaremos em nosso trabalho é o prêmio de risco. Essa variável é construída subtraindo a taxa SELIC acumulada no mês anualizada da taxa de juros cobrada em cada modalidade – gráficos 1 e 2. Acreditamos que tal variável é relevante na análise do *spread* bancário, pois, se de um lado a inadimplência corresponde ao risco de perder recursos que o banco está sujeito por emprestar ao indivíduo ou empresa (setor privado), essa variável prêmio de risco corresponde exatamente ao prêmio que o banco exige por não emprestar ao Estado, tomador que apresenta risco de inadimplência mínimo, pois, este pode tributar para se capitalizar ou mesmo, emitir moeda. O gráfico 11 abaixo mostra o comportamento dessa variável para as distintas modalidades de crédito.

Este gráfico a seguir é bastante semelhante ao gráfico do *spread* bancários e das taxas de juros, devido à própria construção dessa variável. Por isso, as relações entre *spread* bancário e inadimplência, que apontamos anteriormente, são válidas entre prêmio de risco e inadimplência. Além disso, todas as séries de prêmio de risco das operações às pessoas físicas apresentam raiz unitária. Não se rejeita H_0 nem ao nível de significância de 10%, nas três versões do teste.

Gráfico 7
Prêmio de Risco



Fonte: Banco Central do Brasil

Agora que já descrevemos, mesmo que rapidamente, as séries de inadimplências, retomemos a hipótese da maior lucratividade dos bancos nas operações à pessoa física. Apenas com estas séries de que dispomos não é possível confirmar tal hipótese. As inadimplências são construídas pela divisão da soma dos valores em atraso, independentemente dos encargos pactuados, pela soma montante da carteira de empréstimos na modalidade em questão. Assim, trata-se da inadimplência em operações com taxas de juros com taxa de juros pós-fixadas e flutuantes e não apenas a inadimplência das operações com taxa de juros pré-fixada, como é o caso do *spread* bancário.

Nessa seção fizemos uma rápida descrição das séries que utilizaremos em nossa análise. Apontamos que a taxa de juros cobrada das pessoas físicas é maior que a exigida das pessoas jurídicas. Em seguida, mostramos que, curiosamente, algumas operações muito sujeitas à inadimplência são as que exigem taxas de juros mais baixas em relação a outras mais sujeitas à inadimplência. É essa relação alta inadimplência com baixa taxa de juros que nos motiva a testar a hipótese de que a inadimplência não gera *spread* bancário.

Capítulo 2

Revisão Bibliográfica

Após a descrição das séries de *spread* bancário, inadimplência e prêmio de risco; nesta seção apresentaremos uma revisão de alguns modelos que tratam do *spread* bancário. Dividimos tais modelos entre aqueles associados às teorias sob o enfoque da intermediação financeira, os relacionados às teorias sob o enfoque da organização industrial dos bancos e, finalmente, um modelo baseado nas evidências empíricas no Brasil.

No primeiro grupo estão: Ho e Saunders (1981), Wong (1997), Fama (1985). No segundo: o modelo de equilíbrio competitivo do setor bancário e modelo de Mont-Klein de um banco monopolista e na versão oligopolista. Por último o modelo desenvolvido por Nakane e Koyama (2002).

Abordagem de Ho e Saunders (1981)

Nesse modelo os autores procuram determinar a margem ótima da intermediação financeira⁴ considerando o risco de descasamento de taxa de juros, ou seja, o risco de uma elevação muito grande da remuneração do depósito que o obrigue o banco a uma brutal elevação da taxa de juros do empréstimo de tal sorte que o fluxo de depósito supere o fluxo de empréstimo. Visto que o banco é um *dealer* – demanda um tipo de depósito e concede determinado crédito – que incorre em custos de incerteza, pois trabalha com fluxos estocásticos que geram descasamentos estocásticos, isto é, os fluxos de créditos superam em muito os fluxos de depósitos ao longo do tempo, ou o contrário.

As principais hipóteses do modelo são:

- Inexistência de custos de processamento para os depósitos e empréstimos;
- Desconsidera o risco de crédito;
- Decisões em um único período de tempo e o banco maximiza a utilidade esperada da riqueza final;

⁴ A margem de intermediação financeira é definida como a diferença entre a receita dos ativos e despesas do passivo dos bancos, como uma proporção média dos ativos do banco.

- Os empréstimos e depósitos vencem na mesma data, que ocorre após o período de decisão (um período de tempo). Logo, no fim do período, existe um estoque de créditos I ($I = L - D$, onde L = empréstimos e D = depósitos), sujeito ao risco de juros.

Nessas condições o banco fixa os preços de empréstimo e depósitos, P_L e P_D , da seguinte maneira:

$$P_L = p - b$$

$$P_D = p + a$$

Onde a variável p corresponde à expectativa do banco relativamente ao preço de empréstimo e depósito, e a e b são as taxas cobradas pelos serviços cobrados. Assim, o montante de depósitos e empréstimos é inversamente proporcional a a e b . Consequentemente, o *spread* s corresponde à soma: $a + b$.

O banco maximiza sua riqueza esperada⁵:

$$EU(\tilde{W}) = U(W_o) + U'(W_o)r_w W_o + \frac{1}{2}U''(W_o)(\sigma_I^2 I_o^2 + 2\sigma_{IY} I_o Y_o + \sigma_Y^2 Y_o^2),$$

onde:

$$r_w = r_Y \frac{Y_o}{W_o} + r_I \frac{I_o}{W_o} + r \frac{C_o}{W_o}$$

Y = capital-base para realizar as operações;

I = estoque de crédito;

W = riqueza (“wealth”);

C = posição de caixa;

r_Y = taxa de retorno sobre o capital-base;

r_I = taxa de retorno sobre o estoque de créditos;

r = retorno sobre o caixa;

σ_I = risco da taxa de retorno sobre o estoque de créditos;

σ_Y = risco da taxa de retorno sobre o capital-base;

σ_{IY} = covariância dos riscos das taxas de retorno de estoque de crédito e do capital-base.

⁵ Ver Notas Técnicas do Banco Central N° 21 de maio de 2002.

As condições de contorno acima determinam o seguinte *spread* ótimo:

$$s = a + b = \frac{\alpha}{\beta} + \frac{1}{2} R \sigma_i^2 Q$$

Nessa equação o parâmetro Q corresponde ao total de operações de empréstimos (e depósitos), $R = -\frac{U''}{U'}$ refere-se ao coeficiente absoluto de aversão ao risco (a aversão ao risco é uma constante que independe da relação com o nível da riqueza, que nesse caso seria relativa e não absoluta), α é o intercepto e β a tangente das probabilidades associadas aos fluxos de depósitos e empréstimos que chegam ao banco. Dessa forma, um grande α e um pequeno β geram um *spread* alto. Isso equivale a dizer que os mercados onde o banco opera possuem funções de oferta e demanda mais inelásticas e, portanto desfruta de algum poder de monopólio. Assim, o coeficiente α/β constitui uma forma de mensuração da estrutura de mercado do banco, a partir dos fluxos estocásticos de depósitos e empréstimos.

Abordagem de Wong (1997)

O autor explora os fatores determinantes da margem ótima de juros baseados em um modelo simples da teoria de firma sob condições de incerteza e aversão ao risco. As variáveis empregadas são: custo de regulamentação, risco de crédito e risco de juros para determinar conjuntamente a margem ótima de juros. As principais hipóteses do modelo são:

- Empréstimos duram um período e possuem a seguinte função de demanda: $L(R_L)$ onde R_L é 1 mais a taxa de juros de empréstimo e $L' < 0$;
- Mercado de empréstimos é imperfeito no sentido dos bancos fixarem a taxa de juros;
- Empréstimos possuem risco de crédito associado a um parâmetro aleatório $\tilde{\theta}$ que pertence ao intervalo $[0,1]$. E a distribuição de $\tilde{\theta}$ independe da quantidade, valor ou taxa de juros dos empréstimos, isto é, desconsideram-se as hipóteses de seleção adversa e/ou *moral hazard* à la Stiglitz e Weiss (1981)⁶;

⁶ Ver Freixas & Rochet (2004).

- Depósitos captados pelo banco estão sujeitos a um choque de taxa de captação, isto é, devem ser rolados a uma taxa aleatória $\tilde{R}_D$ antes do fim do período único. O banco fixa a quantidade no mercado de depósitos e a oferta de fundos é perfeitamente elástica. Assim, emprestando a taxas fixas e captando a taxas variáveis o banco incorre em risco de juros;
- Existe uma relação positiva entre o risco de crédito e taxa de juros na captação. E essa relação pode ser representada da seguinte forma:

$$\tilde{R}_D = R_D(\tilde{\theta}) + \tilde{\varepsilon}, \quad (1)$$

onde $\tilde{\varepsilon}$ é uma variável aleatória independente de média zero e $R_D(\theta)$ é a taxa esperada de depósito, supondo $\tilde{\theta} = \theta$, com $R'_D(\theta) \geq 0$ para qualquer $\theta \in [0,1]$.

Nesse modelo o banco é avesso ao risco e toma decisão num horizonte de período único. Este apresenta originalmente a seguinte estrutura de balanço:

$$L + B = D + K \quad (2)$$

Onde:

L = total de empréstimos;

D = total de depósitos;

B = a posição líquida do banco no interbancário;

K = capital próprio do banco.

Além disso, o capital do banco é fixo no horizonte de decisão e está sujeito à seguinte restrição:

$$K \geq kD, \quad (3)$$

onde k é o parâmetro mínimo da relação capital-depósito.

Dessa forma, o lucro aleatório do banco ao fim do período é:

$$\tilde{\pi} = (1 - \tilde{\theta})R_L L(R_L) + RB - \tilde{R}_D D - CL(R_L) \quad (4)$$

onde C é uma constante que representa o custo administrativo marginal.

Utilizando a equação (2), a equação de capital mínimo (3) e introduzindo na equação (4), obtemos:

$$\tilde{\pi} = [(1 - \tilde{\theta})R_L - R - C].L(R_L) + RK + (R - \tilde{R}_D)D \quad (5)$$

onde $D = K/k$, o que aponta alavancagem máxima na relação depósito-capital. Portanto, o banco maximiza a seguinte função utilidade:

$$\max E[U(\tilde{\pi})] = \int_0^1 \int_{\varepsilon_1}^{\varepsilon_2} U[\pi(\theta, \varepsilon)] dF(\theta) dG(\varepsilon) \quad (6)$$

onde a função $U(\pi)$ é diferenciável até a 3ª derivada, com $U' < 0$ e $U'' < 0$, ou seja, o banco é avesso ao risco, e:

$F: [0,1] \rightarrow [0,1]$ e $G: [\varepsilon_1, \varepsilon_2] \rightarrow [0,1]$ são as funções distribuições acumuladas das respectivas variáveis $\tilde{\theta}$, associada ao risco de crédito, e $\tilde{\varepsilon}$, componente aleatório da taxa de captação.

Este modelo faz algumas proposições. A primeira é que a margem ótima de juros para o banco é maior para o banco avesso ao risco *vis-à-vis*, quando o banco é risco neutro.

Aversão no sentido de Ross (1981) é definida como: uma função utilidade V é dita fortemente mais avessa ao risco que a função utilidade U se, e somente se, existir uma constante positiva tal que:

$$\frac{V''(\pi_1)}{U''(\pi_1)} \geq \lambda \geq \frac{V''(\pi_2)}{U''(\pi_2)}$$

Caso os agentes tenham uma função utilidade com aversão ao risco *DARA – Decreasing Absolute Risk Aversion*⁷ – tal função satisfaz esse critério.

A segunda proposição é a seguinte: a margem ótima de juros do banco é maior quanto mais avesso ao risco – no sentido de Ross – for o banco. Além disso, se a função utilidade do banco for *DARA*, conforme apresentado anteriormente, então um aumento no

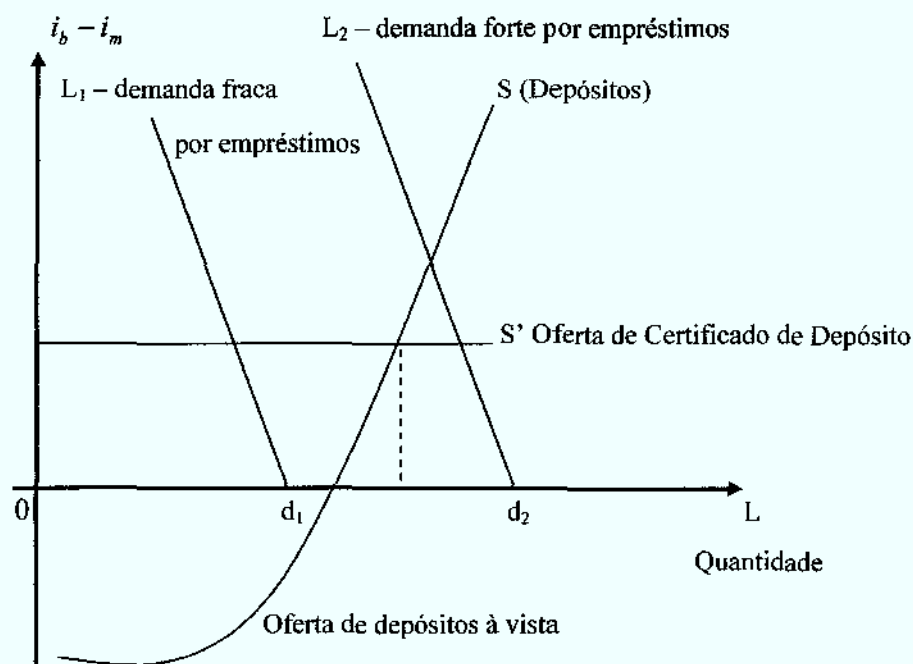
⁷ Na hipótese de *Decreasing Absolute Risk Aversion*, quanto maior a riqueza, menor a aversão ao risco do agente econômico.

custo marginal de administração de empréstimos irá elevar a margem ótima dos juros bancários.

Estas proposições sinalizam que os bancos, ao se defrontarem com a opção de emprestar às empresas e/ou às pessoas físicas ou ao setor público, cobram uma taxa de juros maior das pessoas físicas e jurídicas, pois Estado – tomador de menor risco de crédito – já está disposto a pagar uma taxa de juros elevada. Portanto, o banco exige um prêmio maior para emprestar às pessoas físicas e/ou jurídicas. Dessa forma, o Estado também é responsável pelo elevado custo do crédito bancário.

Abordagem Fama (1985)

Neste trabalho apontam-se como os custos da tributação de certificados bancários, que competem com outros instrumentos que não sofrem exigências de reservas bancárias compulsórias, são repassados para os tomadores de recursos através de taxas de juros adicionais. Além disso, trata das razões dos tomadores de empréstimos estarem mais dispostos a pagar taxas de juros mais elevadas. Nesse trabalho admite-se que os bancos individuais são perfeitamente competitivos. As condições de oferta e demanda são representadas no gráfico a seguir.



Onde:

i_b é a taxa de juros para qualquer ativo ou passivo bancário.

i_m é a taxa de juros observada no mercado de capitais para títulos não-bancários (por exemplo: debêntures).

i_{CD} é o custo de uma unidade de Certificado de Depósito, incluindo juros diretos pagos aos detentores de certificado igual ao que esses conseguiram em títulos não bancários com equivalente risco; juros não recebidos, em razão das exigências de reservas compulsórias do Banco Central sobre o certificado de depósito; e outros custos de emissão e de manutenção.

O gráfico apresenta a curva de oferta de certificados de depósito horizontal, pois deverá pagar aos aplicadores o mesmo valor em juros que outros ativos de risco equivalente. Entretanto, o custo total i_{CD} de uma unidade de certificado de depósito excede a taxa de mercado i_m devido às exigências de reservas. Tal diferença é financiada pelos tomadores de empréstimos. Além disso, o autor defende que devem existir determinadas características nos empréstimos que fazem com que os tomadores desejem pagar juros maiores que aqueles fornecidos por títulos transacionados no mercado aberto de risco equivalente. Pelo lado da oferta, o autor observa que pelo fato dos bancos financiarem seus empréstimos com certificados de depósito, seus custos devem ser suficientemente baixos para inibir outros intermediários – seguradoras, companhias financeiras – que não são objeto de exigências de reservas bancárias.

Modelo de equilíbrio competitivo do setor bancário

Considerando um mercado composto por N bancos distintos, cada um apresenta as seguintes funções de oferta e demanda, respectivamente: $L^n(r_L, r_D, r)$ e $D^n(r_L, r_D, r)$. Onde: r_L é a taxa de empréstimo, r_D é a taxa de depósito e r a taxa do mercado interbancário. Nesse modelo a atividade bancária é vista como “produção” de serviços de depósitos e empréstimos.

O quadro completo do setor é composto por três tipos de agentes: governo – incluindo o Banco Central, empresas e famílias. Assim sendo, os bancos comerciais coletam a poupança das famílias – S – para financiar o investimento – I – feito pelas empresas. E finalmente o governo financia seu déficit – G – emitindo títulos de dívida – ΔB – e

ampliando a base monetária – DM_o – que é usado pelos bancos comerciais para compor a reserva compulsória depositada no Banco Central. Desse modo, matematicamente, o setor pode ser sintetizado pelas quatro primeiras equações, e as três últimas representam o equilíbrio competitivo:

$$G \text{ (déficit público)} = \Delta B \text{ (títulos)} + DM_o \text{ (base monetária)} \dots\dots\dots \text{Governo}$$

$$\Delta B \text{ (títulos)} + \Delta D \text{ (depósitos)} = S \text{ (poupança)} \dots\dots\dots \text{Famílias}$$

$$I \text{ (necessidade de investimento)} = \Delta L \text{ (empréstimos bancários)} \dots\dots\dots \text{Empresas}$$

$$\Delta L \text{ (empréstimos)} + \Delta M_o \text{ (base monetária)} = \Delta D \text{ (depósitos)} \dots\dots\dots \text{Bancos comerciais}$$

$$I(r_L) = \sum_{n=1}^N L^n(r_L, r_D, r) \quad \text{(mercado de empréstimos)}$$

$$S(r_D) = B + \sum_{n=1}^N D^n(r_L, r_D, r) \quad \text{(mercado de poupança)}$$

$$\sum_{n=1}^N L^n(r_L, r_D, r) = (1 - \alpha) \sum_{n=1}^N D^n(r_L, r_D, r) \quad \text{(mercado interbancário)}$$

Essa última equação deriva do fato de que a posição agregada dos N bancos no mercado interbancário é zero, nela podemos introduzir variáveis correspondentes à variação da base monetária pelo Banco Central. Dessa maneira, r poderia ser determinada pelo mercado de capitais internacional.

Considerando que o lucro é:

$$\pi = r_L L + rM - r_D D - C(D, L)$$

Onde:

$C(D, L)$ é a função custo de administrar um volume de depósitos D e um volume de empréstimos L ;

M corresponde à posição líquida do banco no mercado interbancário, dado por:
 $(1 - \alpha)D - L$.

A função lucro pode ser reescrita como:

$$\pi(D, L) = (r_L - r)L + (r(1 - \alpha) - r_D)D - C(D, L)$$

Maximizando tal função e tratando-se o custo marginal de intermediação como constante obtemos:

$$\frac{\partial \pi}{\partial L} = (r_L - r) - \frac{\partial C}{\partial L}(D, L) = 0$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial D} = (r(1 - \alpha) - r_D) - \frac{\partial C}{\partial D}(D, L) = 0$$

$$\frac{\partial C}{\partial L}(D, L) = C'_L \equiv \gamma L$$

$$\frac{\partial C}{\partial D}(D, L) = C'_D \equiv \gamma D$$

Temos:

$$r_L = r + \gamma L$$

$$r_D = r(1 - \alpha) - \gamma D$$

Conseqüentemente:

$$S(r(1 - \alpha) - \gamma D) - \frac{I(r + \gamma L)}{1 - \alpha} = B$$

Esse modelo revela que a emissão de títulos do tesouro – aumento em B – promove diminuição tanto nos empréstimos quanto na poupança. Além disso, a variação das reservas – variação em α – influencia o volume de empréstimos, sendo indeterminado o impacto sobre os depósitos. E finalmente, no caso da taxa interbancária exógena, a taxa de juros dos empréstimos não é sensível à exigência de reservas, sendo influenciado apenas pela remuneração do depósito.

Modelo de Mont-Klein de um banco monopolista e versão oligopolista

Neste modelo, considera-se a mesma equação para o lucro, anteriormente apresentada. Porém incorpora-se a influência de L em r_L , e de D em r_D . Além disso, a taxa do mercado interbancário, r , é dada, fixada pela autoridade monetária ou mesmo por uma taxa de equilíbrio no mercado de capitais internacional:

$$\pi(D, L) = (r_L(L) - r)L + (r(1 - \alpha) - r_D(D))D - C(D, L)$$

Maximizando essa função temos:

$$\frac{\partial \pi}{\partial L} = r'_L(L) + r_L - r - C'_L(D, L) = 0$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial D} = -r'_D(D)D + r(1 - \alpha) - r_D - C'_D(D, L) = 0$$

Inserindo-se as elasticidades de demanda por empréstimos e de oferta de depósitos:

$$\varepsilon_L = -\frac{r'_L L(r_L)}{L(r_L)} > 0 \quad \text{e} \quad \varepsilon_D = -\frac{r'_D D(r_D)}{D(r_D)} > 0$$

A solução pode ser escrita da seguinte maneira:

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

$$\frac{r(1 - \alpha) - C'_D - r'_D}{r'_D} = \frac{1}{\varepsilon_D(r'_D)}$$

Essa igualdade aponta o índice de Lerner – preço menos custo dividido pelo preço – e o inverso da elasticidade. Um maior poder de mercado de um banco em depósitos resulta em menor elasticidade e maior índice de Lerner.

Uma situação mais realista corresponde a um mercado oligopolista. Trata-se de um modelo de competição imperfeita – *Cournot* – entre um número restrito de bancos. Considera-se a seguinte função custo:

$$C_n(D, L) = \gamma_D D + \gamma_L L$$

Considerando-se o volume de empréstimos e depósitos dos demais bancos como dado, no equilíbrio, cada banco maximiza seu lucro da seguinte maneira:

$$\max(D_n, L_n) \left\{ \left(r_L(L_n + \sum_{m \neq n} L_m^*) - r \right) L_n + \left(r(1 - \alpha) - r_D(D_n + \sum_{m \neq n} D_m^*) \right) D_n - C(D_n, L_n) \right\}$$

No equilíbrio $D_n^* = D^*/N$ e $L_n^* = L^*/N$. As condições de primeira ordem revelam:

$$\frac{\partial \pi_n}{\partial L_n} = r'_L(L^*) \frac{L^*}{N} + r_L(L^*) - r - \gamma_L = 0$$

$$\frac{\partial \pi_n}{\partial D_n} = -r'_D(D^*) \frac{D^*}{N} + r(1-\alpha) - r_D(D^*) - \gamma D = 0$$

Inserindo a elasticidade conforme apresentado anteriormente:

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

$$\frac{r(1-\alpha) - \gamma_D - r_D^*}{r_D^*} = \frac{1}{N\varepsilon_D(r_D^*)}$$

E admitindo-se, por simplificação, que as elasticidades são constantes:

$$\frac{\partial r_L^*}{\partial r} = \frac{1}{1 - \frac{1}{N\varepsilon_L}} \quad \text{e} \quad \frac{\partial r_D^*}{\partial r} = \frac{1-\alpha}{1 + \frac{1}{N\varepsilon_D}}$$

Portanto, quanto maior a competição – N aumenta, r_L^* torna-se menos sensível às variações em r , enquanto que r_D^* torna-se mais sensível às mudanças em r .

Abordagem de Nakane e Koyama (2002)

Esse modelo apresentado nas *Notas Técnicas do Banco Central* visa superar abordagens anteriores que realizavam uma decomposição contábil do *spread bancário* em componentes relacionados a despesas administrativas, despesas de inadimplência, impostos indiretos e diretos e margem líquida do banco. Nesse modelo estima-se a seguinte equação para o *spread bancário*:

$$\ln spread_t = \beta_0 tend_t + \beta_1 \ln selic_t + \beta_2 \ln adm_t + \beta_3 \ln risk_t + \beta_4 \ln imp_t + \beta_5 \ln comp_t + u_t$$

Onde:

spread corresponde à razão entre (um mais) a taxa de juros das operações ativas prefixadas no segmento livre e (um mais) a taxa de captação de CDB de trinta dias; essas taxas têm periodicidade mensal e são publicadas na Nota de Imprensa *Política Monetária e Operações de Crédito do Sistema Financeiro* do Banco Central;

tend representa uma tendência determinista cuja inclusão tem por objetivo controlar o efeito sobre o *spread* de variáveis não presentes no modelo, como taxa de inflação, nível de atividade econômica, entrada de bancos estrangeiros etc;

*selic*⁸ é (um mais) a taxa média diária capitalizada das operações *Selic* e expressas mensalmente;

adm é (um mais) a razão das despesas administrativas sobre o volume de crédito;

*risk*⁹ é (um mais) o *spread* do *C-Bond* sobre o rendimento do título do Tesouro americano com a mesma maturidade. Este *spread* foi coletado diariamente e capitalizado para constituir a taxa mensal;

imp representa o montante de tributos indiretos – PIS, COFINS, IOF e CPMF – incidentes sobre o *spread* de uma operação de crédito de 30 dias financiado com um CDB de mesma maturidade;

comp é (um mais) a taxa média mensal do compulsório sobre depósitos à vista disponibilizado pelo Departamento de Operações Bancárias e de Sistema de Pagamentos do Banco Central.

Os parâmetros foram estimados com base em informações mensais de agosto de 1994 a setembro de 2001. Os autores estimaram um *VAR* – vetor auto-regressivo – com oito defasagens em todas as variáveis, sendo os impostos indiretos e o compulsório variáveis exógenas. Em seguida, adicionaram variáveis binárias para janeiro de 1996, novembro e dezembro de 1997 para gerar resíduos aproximadamente normais. Com base nesses dados os autores observaram a seguinte relação entre o *spread bancário* e seus componentes (os valores das estatísticas *t* são apresentados entre parênteses):

$$\ln spread_t = -0,0003tend_t + 0,503 \ln selic_t + 1,554 \ln adm_t + 0,219 \ln risk_t + 0,723 \ln imp_t$$

(2,94) (2,86) (4,37) (3,55) (2,12)

Os encaixes compulsórios não se mostraram significativos, portanto os autores os excluíram. Estimada essa equação de longo prazo, o *spread* foi fracionado nos seguintes componentes: *Selic*, despesas administrativas, risco e impostos indiretos. Os autores verificaram que entre agosto de 1999 e setembro de 2001 tais componentes representam

⁸ Essa variável é introduzida para captar o efeito das expectativas com relação ao cenário macroeconômico futuro apontado na reação da autoridade monetária via variação da taxa básica de juros da economia. Além disso, um segundo efeito poderia ser visto como o grau de *mark up* bruto.

⁹ Tal variável tem por objetivo captar o efeito risco não idiossincrático sobre o *spread bancário*, isto é, trata-se de uma medida global do risco e não apenas de perdas eventuais atreladas à atividade de crédito. Dessa forma, enquanto a *Selic* aponta o grau de reação da autoridade monetária frente a eventos globais, essa medida de risco revela o efeito de efeitos transitórios, que não merecem a atenção da autoridade monetária.

parcelas expressivas do *spread*, sendo que a partir de janeiro de 2001 a participação mínima é de 15%.

Em relação a cada componente¹⁰, Nakane e Koyama observaram participação decrescente da taxa *Selic*, embora ainda acentuada, variando de aproximadamente 20%, no início de 2000, para 16,2%, em setembro de 2001. Assim como os custos administrativos que declinaram de 25% a 20,5% nesse mesmo período. Já os impostos tiveram importância crescente: respondiam por 11,5% em agosto de 1999, elevando-se para 18,6% em setembro de 2001. Entretanto, a variável risco apresentou maior relevância: sua importância relativa aumentou de 39,9% para 44,8%, entre fevereiro e setembro de 2001.

Encerrada a revisão dos modelos que tratam do *spread* bancário, na seção seguinte apresentaremos a metodologia empregada: a fonte dos dados utilizados, os modelos das regressões feitas e o teste de causalidade de *Granger*. Nossas hipóteses, em certa medida baseiam-se no Modelo de *Mont-Klein* para o caso oligopolista. Acreditamos que o Estado também é parcialmente responsável pelo elevado custo do crédito bancário, via taxa *Selic*, e também que o *spread* bancário precede a inadimplência do tomador.

¹⁰ Após estimarem a relação de longo prazo apresentada acima, os autores decompuseram o *spread* bancário nos componentes relativos à SELIC, às despesas administrativas, ao risco e aos impostos indiretos. Para decomposição os autores supuseram que o *spread* bancário é bem aproximado pela equação estimada. Além disso, os autores isolaram os efeitos gerados por outros fatores que possam ser capturados pela tendência determinista.

Capítulo 3

Metodologia

Nesta seção explica-se melhor cada série apresentada no primeiro capítulo. Todas as séries empregadas foram coletadas no site do Sistema Gerenciador de Séries do Banco Central do Brasil¹¹. Além disso, nesta seção apontaremos as regressões feitas e o teste de causalidade de *Granger*.

Conforme colocado anteriormente, trataremos das operações de crédito com taxas de juros pré-fixadas – operações em que o percentual de correção do saldo ou das parcelas é definido previamente, por ocasião da assinatura do contrato. Utilizamos as seguintes séries:

- **aquisição de bens:** operações tradicionais de financiamento destinadas a pessoas físicas e jurídicas, nas quais a concessão do crédito está vinculada à aquisição de determinado bem que quase sempre constitui a garantia da operação;
- **cheque especial:** crédito vinculado à conta bancária de pessoas físicas, no qual determinado limite de recursos é disponibilizado para utilização de acordo com a conveniência do cliente;
- **crédito pessoal:** operações tradicionais de empréstimo a pessoas físicas, nas quais a concessão do crédito não está vinculada à aquisição específica de um bem ou serviço.

Para análise estatística utilizaremos as séries temporais das seguintes variáveis: *spread* em cada modalidade de crédito, prêmio de risco e inadimplência. O *spread* é obtido pela diferença entre as taxas de juros de aplicação e a de captação do mercado, compreendendo o lucro e o risco relativos às operações de crédito. A taxa de captação do mercado para operações com taxa de juros pré-fixada é a média das taxas diárias de remuneração dos certificados ou recibos de depósitos bancários (CDB/RDB) para modalidades cujo prazo médio situa-se em torno de 30 dias, e, para as modalidades com prazo superior a 30 dias, é a média das taxas referenciais dos contratos realizados no

¹¹ Endereço eletrônico:

<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>

mercado de derivativos, conforme os metadados técnicos do Sistema Gerenciador de Séries do Banco Central do Brasil.

O prêmio de risco foi obtido pela diferença entre a taxa de juros cobrada pelo crédito e a taxa pura de juros, que vem a ser aquela taxa que remunera empréstimos (de igual período de realização) concedidos a agentes cujo risco de insolvência é mínimo, em nosso caso a taxa *SELIC*.

A inadimplência para cada modalidade de crédito, dividida em inadimplência entre 15 e 90 dias e acima de 90 dias em relação ao total da modalidade, é obtida pela divisão da soma dos valores em atraso entre 15 e 90 dias e superior a 90 dias, independentemente dos encargos financeiros pactuados, pela soma do montante da carteira de empréstimos na modalidade em questão, também de acordo com os metadados técnicos do Sistema Gerenciador de Séries do Banco Central do Brasil.

Em relação aos modelos econométricos, empregamos modelos de uma única equação e modelos de auto-regressão vetorial, justamente para aplicarmos o teste de causalidade de Granger e testar nossas hipóteses.

No modelo de uma única equação, realizamos a seguinte regressão:

$$\Delta spread_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta inad_{t-j}^{15 \leq d \leq 90} + \beta_2 \Delta inad_{t-j}^{d > 90} + \beta_3 \Delta prêmio_{t-j} + \beta_4 \Delta spread_{t-j} + u_t$$

Onde:

j representa o número de defasagens.

A partir dessa regressão pretendemos apurar a relação estatística existente entre a variação *spread* bancário e as variações da inadimplência, prêmio de risco e a própria variação do *spread* bancário defasados. Ilustramos o modelo com uma única equação com as variações e não com os níveis das variáveis, pois a maioria das séries apresenta *raiz unitária* quando submetidas ao teste *Dickey-Fuller* ampliado, conforme apontamos no primeiro capítulo. Entretanto, quando a série não apresenta raiz unitária trabalhamos com a variável em nível.

Além disso, cabe destacar que realizamos tais regressões adotando o estimador de mínimos quadrados e em seguida aplicamos o teste de *White* para verificar ausência ou não de heterocedasticidade – a variância do erro não é constante.

Em relação ao modelo de auto-regressão vetorial – VAR, realizamos as seguintes regressões:

$$\Delta spread_t = \alpha_1 \Delta inad_{t-1}^{15 \leq d \leq 90} + \beta_1 \Delta spread_{t-1}$$

$$\Delta inad_t^{15 \leq d \leq 90} = \delta_1 \Delta spread_{t-1} + \theta_1 \Delta inad_{t-1}^{15 \leq d \leq 90}$$

$$\Delta spread_t = \varphi_1 \Delta prêmio_{t-1} + \gamma_1 \Delta spread_{t-1}$$

$$\Delta prêmio_t = \lambda_1 \Delta spread_{t-1} + \psi_1 \Delta prêmio_{t-1}$$

As duas primeiras regressões são para testar a hipótese que a variação do *spread* bancário causa, no sentido de *Granger*¹², variação da inadimplência entre 15 e 90 dias. E as outras duas para testar a hipótese que a variação do prêmio de risco causa, no sentido de *Granger*, variação do *spread* bancário. A causalidade no sentido de *Granger* não está relacionada ao sentido de causa e efeito, isto é, variação do *spread* bancário gera necessariamente variação da inadimplência. Esse teste tem por objetivo apontar a precedência dos eventos. Desse modo, dizemos que a variação do *spread* bancário causa, no sentido de *Granger*, variação da inadimplência se as variações no *spread* bancário precedem as variações na inadimplência.

Os resultados possíveis do teste de *causalidade de Granger* em nosso trabalho são os seguintes:

1. Causalidade unidirecional de variação da inadimplência para variação do *spread* bancário é apontada quando os parâmetros estimados sobre variação do *spread* bancário defasados forem estatisticamente diferentes de zero como grupo e o conjunto dos parâmetros estimados sobre variação da inadimplência defasados não forem estatisticamente diferentes de zero.

¹² Para testar a hipótese que a variação do *spread* bancário causa no sentido de *Granger* variação da inadimplência acima de 90 basta substituir $\Delta inad_{t-i}^{15 \leq d \leq 90}$ por $\Delta inad_{t-i}^{d > 90}$.

2. Causalidade unidirecional de variação do *spread* bancário para variação da inadimplência é apontada quando os parâmetros estimados sobre variação da inadimplência defasados forem estatisticamente diferentes de zero como grupo e o conjunto dos parâmetros estimados sobre variação do *spread* bancário defasados não forem estatisticamente diferentes de zero.
3. Causalidade bilateral é sugerida quando os conjuntos de parâmetros de variação do *spread* bancário e variação da inadimplência são estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões.
4. Independência é apontada quando os conjuntos de parâmetros estimados de variação do *spread* bancário e variação da inadimplência não são estatisticamente diferentes de zero.

Para comprovar nossas hipóteses – variação *spread* bancário causa, no sentido de *Granger*, variação da inadimplência e prêmio de risco causa, no sentido de *Granger*, variação *spread* bancário – devemos verificar o segundo e o primeiro resultados, respectivamente.

Capítulo 4

Resultados

Após a rápida apresentação da metodologia empregada na pesquisa – fonte dos dados, modelos e testes utilizados, neste capítulo mostraremos os resultados que obtivemos. Evidenciaremos em quais modalidades de crédito à pessoa física – crédito pessoal, cheque especial e aquisição de veículos – nossas hipóteses se verificam. Iniciaremos com os resultados das operações de cheque especial, em seguida, crédito pessoal, e finalmente, aquisição de veículos. Optamos por esta seqüência, pois entendemos que desse modo partimos da operação que envolve maior risco, entre outros pela ausência de garantias reais, até a operação de menor risco, pois o próprio automóvel a ser adquirido pelo indivíduo que toma o crédito constitui garantia real.

A modalidade Cheque Especial constitui crédito vinculado à conta bancária de pessoas físicas, no qual determinado limite de recursos é disponibilizado para utilização de acordo com a conveniência do cliente. Dessa forma, trata-se da operação mais arriscada entre as que estamos analisando, pois, o nível de garantia para o banco é extremamente baixo. Esse risco reflete-se na dimensão do *spread* bancário nessa modalidade, conforme apresentamos no gráfico 4 do primeiro capítulo. O elevado *spread* bancário tende a provocar maior inadimplência do tomador, segundo a teoria econômica. O teste de causalidade de *Granger* quando aplicado a essa modalidade de crédito comprova nossa hipótese que *spread* bancário causa no sentido de *Granger* inadimplência. Entretanto, não se trata de inadimplência de um modo geral, é inadimplência entre 15 e 90 dias¹³. Na equação 1:

$$\Delta spread_t = \alpha_1 \Delta inad_{t-1}^{15 \leq d \leq 90} + \beta_1 \Delta spread_{t-1}$$

α_1 é estatisticamente igual a zero – p-valor de 0,17872, e na equação 2:

$$\Delta inad_t^{15 \leq d \leq 90} = \delta_1 \Delta spread_{t-1} + \theta_1 \Delta inad_{t-1}^{15 \leq d \leq 90}$$

¹³ Para cada modalidade de empréstimo, são obtidos pela divisão da soma dos valores em atraso entre 15 e 90 dias, independentemente dos encargos financeiros pactuados – pré-fixado, pós-fixado ou flutuante, pela soma do montante da carteira de empréstimos na modalidade em questão.

δ_1 é estatisticamente diferente de zero ao nível de significância de 5% – p-valor de 0,01475. Portanto a variação do *spread* bancário causa no sentido de *Granger* variação da inadimplência entre 15 e 90 dias na modalidade de cheque especial. Além disso, do ponto de vista estatístico cabe destacar que em ambas as equações inexistem auto-correlação entre os erros, como exige o teste de causalidade de *Granger*. Na primeira equação o resultado de teste de auto-correlação apresenta p-valor de 0,672146 e na segunda 0,263736. E também, optamos por apenas uma defasagem não apenas na modalidade cheque especial como nas outras duas pois verificamos que com uma defasagem obtemos o valor mínimo do critério de informação Akaike.

Em relação à inadimplência acima de 90 dias¹⁴, o teste não confirma nossa hipótese que a variação do *spread* bancário causa no sentido de *Granger* variação da inadimplência acima de 90 dias. E nem o contrário: variação da inadimplência causa no sentido de *Granger* variação do *spread* bancário. Na equação 1:

$$\Delta spread_t = \alpha_1 \Delta inad_{t-1}^{d>90} + \beta_1 \Delta spread_{t-1}$$

o parâmetro estimado para α_1 é estatisticamente igual a zero. E na equação 2 abaixo, δ_1 também.

$$\Delta inad_t^{15 \leq d \leq 90} = \delta_1 \Delta spread_{t-1} + \theta_1 \Delta inad_{t-1}^{d>90}$$

Em ambas as equações não verificamos auto-correlação entre os resíduos. O teste de auto-correlação entre os resíduos na primeira equação revela p-valor de 0,689603 e na segunda 0,293947. Embora os resíduos não sejam normais.

Quanto ao prêmio de risco, o teste aponta independência em relação ao *spread* bancário. Em ambas as equações:

$$\Delta spread_t = \phi_1 \Delta prêmio_{t-1} + \gamma_1 \Delta spread_{t-1}$$

$$\Delta prêmio_t = \lambda_1 \Delta spread_{t-1} + \psi_1 \Delta prêmio_{t-1}$$

¹⁴ Para cada modalidade de empréstimo, são obtidos pela divisão da soma dos valores em atraso superior a 90 dias, independentemente dos encargos financeiros pactuados, pela soma do montante da carteira de empréstimos na modalidade em questão.

φ_1 e λ_1 são estatisticamente iguais a zero. Aqui cabe ressaltar que embora o teste de causalidade de *Granger* não tenha confirmado nossa hipótese – variação do prêmio de risco causa, no sentido de *Granger*, variação do *spread* bancário – essas variáveis defasadas juntas “explicam” muito as variações do *spread* bancário e inadimplência superior a 90 dias não defasados. O teste *F* é altamente significativo em cada uma das equações, ou seja, não é possível separar o efeito de cada variável individualmente.

Quanto à modalidade crédito pessoal cabe destacar inicialmente que apesar da semelhança com o cheque especial – já que não está vinculado à aquisição de um bem ou serviço específico, no crédito pessoal o indivíduo não necessariamente é correntista do banco a quem solicita o crédito. O indivíduo solicita ao banco um determinado montante de recursos e este analisa se é possível a concessão de empréstimo e em caso positivo os encargos envolvidos.

Em relação ao teste de causalidade de *Granger*, o resultado do teste nesta modalidade difere da anterior. O teste não confirma nossa hipótese que a variação do *spread* bancário causa, no sentido de *Granger*, variação da inadimplência entre 15 e 90 dias e nem variação da inadimplência superior a 90 dias. Muito pelo contrário, aponta independência entre variação do *spread* bancário e variação das inadimplências. No caso da inadimplência entre 15 e 90 dias, na primeira equação o p-valor para α_1 é 0,5697. Na segunda o p-valor para δ_1 é 0,8044. Portanto independência entre variação da inadimplência entre 15 e 90 dias e variação do *spread* bancário.

Em relação à variação da inadimplência superior a 90 dias, obtivemos na primeira equação p-valor de 0,7220 para α_1 . Na segunda, p-valor de 0,7506 para δ_1 . Também independência entre estas variáveis.

Quanto ao prêmio de risco, também apuramos independência em relação à variação do *spread* bancário. Todos os parâmetros estimados nas duas equações são estatisticamente iguais a zero. Na primeira, p-valor de 0,2857 para φ_1 e 0,3123 para λ_1 . Novamente independência.

Finalmente o crédito à pessoa física para aquisição de veículo. Nessa modalidade o recurso adiantado ao indivíduo é destinado à aquisição de um automóvel que constitui a

garantia da operação. Conforme observamos no início deste capítulo, entendemos que esta é a operação a que o banco está sujeito ao menor risco, em relação às operações anteriores, pois o próprio bem – automóvel – constitui a garantia do empréstimo.

Quanto aos testes, verificamos independência entre variação do *spread* bancário e variação da inadimplência. Tratando-se da variação da inadimplência entre 15 e 90 dias o p-valor do teste-*F*, na equação 1, é 0,4639 para α_1 . E na equação 2, 0,2958 para δ_1 . No caso da inadimplência acima de 90 dias o p-valor na equação 1 é 0,1720 para α_1 , e 0,3831 para δ_1 , na equação 2. Ou seja, todos os parâmetros estimados são estatisticamente iguais a zero.

Em relação ao prêmio de risco, o teste de causalidade de *Granger* aponta simultaneidade entre variação do prêmio de risco e variação do *spread* bancário. O p-valor do teste-*F* na equação 1 é 0,0053 para ϕ_1 . Na equação 2, o p-valor é menor que 0,1% para λ_1 . Isto é, todos os parâmetros estimados são estatisticamente diferentes de zero.

Agora que encerramos a apresentação dos resultados obtidos, verificamos que nossa hipótese – a variação do *spread* bancário causa, no sentido de *Granger*, variação da inadimplência entre 15 e 90 dias – foi confirmada na modalidade cheque especial apenas. Nas demais o teste apontou independência entre variação do *spread* bancário e variação da inadimplência entre 15 e 90 dias e acima de 90 dias. Nossa outra hipótese – variação do prêmio de risco causa, no sentido de *Granger*, variação do *spread* bancário – foi parcialmente comprovada na modalidade aquisição de veículos, pois o teste apontou simultaneidade entre variação do prêmio de risco e variação do *spread* bancário. Isto é, a variação do prêmio de risco causa variação do *spread* bancário, mas o inverso também é verdadeiro.

No próximo capítulo faremos as considerações finais desse trabalho.

Considerações Finais

Nesse trabalho tentamos comprovar duas hipóteses: a variação do *spread* bancário causa, no sentido de *Granger*, variação da inadimplência; e a variação do prêmio de risco causa, no sentido de *Granger*, variação do *spread* bancário.

A primeira buscou comprovar o equívoco da teoria convencional, segundo a qual, o *spread* bancário é alto no Brasil, pois a inadimplência é elevada, isto é, o tomador de crédito é o responsável pelo alto custo do crédito no Brasil. Conseguimos comprovar tal hipótese na modalidade cheque especial. Desse modo, mostramos que não é o tomador o responsável por esse custo, mas o próprio credor. O porquê de isso acontecer apenas nessa modalidade extrapola o escopo desta pesquisa, porém um tema absolutamente relevante para futuras investigações. Além disso, cabe destacar que nessa pesquisa empregamos a inadimplência *ex-ante*, muito menor que a inadimplência *ex-post*. Desse modo, o banco estima uma inadimplência superior a que se verifica após a concessão do crédito. Assim, de certo modo diverge, e até reprova nossa primeira hipótese, pois, o banco cobra uma taxa de juros elevada porque acredita que a inadimplência será alta, porém, depois do empréstimo feito apura uma inadimplência menor que a esperada. Entretanto não conseguimos descobrir a razão disso neste trabalho.

Nas outras modalidades – crédito pessoal e crédito à Pessoa Física para aquisição de veículos – os testes apontaram independência entre variação do *spread* bancário e variação da inadimplência entre 15 e 90 dias e acima de 90 dias. Reconhecemos que não comprovamos nossa hipótese, porém, extravasando tal resultado comprovamos, novamente, que o pensamento convencional é equivocado. A independência entre estas variáveis implica que, se por um lado a variação do *spread* bancário não causa, no sentido de *Granger*, variação da inadimplência, o inverso também é verdadeiro. Isso sinaliza que o risco de crédito é um fator de menor relevância na determinação do *spread* bancário. Acreditamos que a análise da concentração bancária pode lançar alguma luz sobre essa questão. Porém nesta pesquisa não empregamos indicadores da concentração bancária, por isso trata-se apenas de uma hipótese a ser testada ou pura especulação.

Nossa segunda hipótese visa apontar a responsabilidade do Estado sobre o *spread* bancário, via política monetária e fiscal. A fim de combater a inflação e refinar a

dívida pública – *dominância fiscal* – a autoridade monetária determina a taxa básica de juros da economia. Porém, ao fazê-lo afeta o *spread* bancário na medida em que os bancos tendem a cobrar por seus empréstimos essa taxa básica de juros mais um diferencial tanto nas modalidades às Pessoas Físicas quanto Jurídicas. Por isso empregamos a variável que chamamos de prêmio de risco – taxa de juros cobrados em cada modalidade menos a taxa *Selic*. Essa variável corresponde ao prêmio que o banco exige por emprestar às pessoas físicas e não ao Estado, tomador que apresenta menor risco de crédito. Desse modo, os bancos determinam a taxa de juros de cada modalidade em função da taxa fixada pela autoridade monetária e desse diferencial.

Essa segunda hipótese comprovamos apenas na modalidade crédito pessoal para aquisição de veículo, porém apenas parcialmente. O teste de causalidade de *Granger* apontou simultaneidade entre a variação do prêmio de risco e variação do *spread* bancário. A variação do prêmio de risco causa, no sentido de *Granger*, variação do *spread* bancário. Entretanto, a recíproca também é verdadeira. Nas modalidades cheque especial e crédito pessoal o teste apontou independência entre estas variáveis. Aqui cabe destacar um aspecto curioso. A variável Prêmio de Risco obtivemos subtraindo a taxa *Selic* da taxa de juros cobrada em cada modalidade de empréstimo, e o *spread* bancário corresponde a esta taxa de juros menos a remuneração do Certificado de Depósito Bancário. A remuneração do CDB gira em torno de 95% do retorno do Certificado de Depósito Interbancário que paga praticamente a taxa *Selic*. Desse modo, as variáveis prêmio de risco e *spread* bancário são iguais, consequentemente as duas equações do teste de *causalidade de Granger* se resumem a uma: variação do *spread* bancário contra variação defasada do *spread* bancário. Entretanto, na modalidade crédito pessoal o teste apontou independência entre a variação e a variação defasada da mesma variável. E o teste *F* para cada equação é claramente não significativo em ambas as equações. O motivo disso também está além do objetivo deste trabalho.

Em suma, nesta pesquisa nos esforçamos para apontar as contribuições da inadimplência e do prêmio de risco para análise do *spread* bancário e do risco de crédito. Utilizamos o teste de causalidade de *Granger* para apurar tais contribuições. Não comprovamos nossas hipóteses em todos os testes que realizamos. A econometria revelou, neste trabalho, independência entre variação do *spread* bancário e variação da inadimplência e entre

variação do prêmio de risco e variação do *spread* bancário em algumas das três modalidades analisadas. Entretanto, a teoria econômica aponta relação entre tais variáveis. No caso de variação do *spread* bancário e variação da inadimplência o raciocínio heterodoxo afirma que a variação do *spread* bancário causa, no sentido de *Granger*, variação da inadimplência. Por isso, penso que além das duas hipóteses apresentadas e comprovadas anteriormente comprovamos uma terceira hipótese: a econometria nem sempre comprova nossos preconceitos.

Apêndice

Um processo estocástico é estacionário “se suas médias e variância forem constantes e ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos, e não do período de tempo em que a covariância é calculada”. (Gujarati, 2005: 719)

Tal enunciado significa que Y_t é uma série temporal estocástica que apresenta as seguintes propriedades:

$$E(Y_t) = \mu$$

$$\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$$

Portanto, se a série temporal for estacionária, sua média, variância e autocovariância (a defasagens diversas) permanecem as mesmas independentemente do período de tempo em que sejam medidas.

Considere-se a seguinte regressão:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$$

(1)

em que u_t é o termo de erro estocástico que segue as hipóteses clássicas, a saber: tem média zero, variância σ^2 constante e é não correlacionado. Trata-se de um *ruído branco*.

No caso de $\rho = 1$. Dizemos que a variável estocástica Y tem uma raiz unitária, isto é, trata-se de um passeio aleatório. Dessa forma, essa equação torna-se:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t$$

Significa que o valor de Y no instante t é o seu valor no instante $t-1$ mais o choque aleatório. Adotando $Y_0 = 0$, no instante $t = 0$, obtemos:

$$Y_1 = u_1$$

$$Y_2 = Y_1 + u_2 = u_1 + u_2$$

$$Y_3 = Y_2 + u_3 = u_1 + u_2 + u_3$$

Generalizando,

$$Y_t = \sum u_t$$

Logo,

$$E(Y_t) = E\left(\sum u_t\right) = t \cdot \mu$$

Analogamente, é possível demonstrar que

$$\text{var}(Y_t) = t \cdot \sigma^2$$

Essas duas últimas equações revelam que tanto a média como a variância oscila com o tempo t , trata-se de um processo não-estacionário. Portanto se a série apresenta raiz unitária ela é não-estacionária. Os testes *Dickey-Fuller* e *Dickey-Fuller ampliado* são testes para verificar existência de raiz unitária.

Reescrevendo a equação (1) como:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$$

Onde:

$$\delta = (\rho - 1)$$

O teste *Dickey Fuller* consiste em fazer essa regressão e calcular o valor de t referente à hipótese $H_0: \delta = 0$. Porém os valores críticos de t não obedecem aos valores críticos da distribuição de t de Student. Deve-se confrontar o valor de t aos valores críticos calculados por Davidson e Mackinnon (1993). O teste *Dickey Fuller* pode ser realizado em três versões: sem constante, com constante e com constante e tendência. As regressões nas três versões são as seguintes:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + u_t$$

Considere-se, agora, um modelo um pouco mais complexo que o modelo (1), como:

$$Y_t = \alpha + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + u_t$$

Se houver raiz unitária obteremos $(1 - \phi_1 - \phi_2) = 0$, pois é possível reescrever este modelo da seguinte maneira:

$$\Delta Y_t = \alpha + (\phi_1 + \phi_2 - 1)Y_{t-1} - \phi_2 \Delta Y_{t-1} + u_t$$

O teste *Dickey Fuller ampliado* consiste em fazer esta regressão e calcular o valor t referente à hipótese $H_0: (\phi_1 + \phi_2 - 1) = \delta = 0$. Neste teste utilizam-se também os valores críticos calculados por Davidson e Mackinnon (1993). Neste trabalho realizamos esse teste em três versões: com constante, com constante e tendência e com constante, tendência e tendência ao quadrado. As regressões são as seguintes:

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} - \phi_2 \Delta Y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} - \phi_2 \Delta Y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \delta Y_{t-1} - \phi_2 \Delta Y_{t-1} + u_t$$

Bibliografia

- Banco Central do Brasil. *Notas Técnicas do Banco Central do Brasil*. Brasília, n. 15, março de 2002.
- _____. *Notas Técnicas do Banco Central do Brasil*. Brasília, n. 21, maio de 2002.
- _____. *Juros e Spread Bancário no Brasil*. Brasília, outubro de 1999.
- _____. *Juros e Spread Bancário no Brasil – Avaliação de 1 ano de projeto*. Brasília, novembro de 2000.
- _____. *Juros e Spread Bancário no Brasil – Avaliação de 2 anos de projeto*. Brasília, novembro de 2001.
- _____. *Economia Bancária e Crédito – Avaliação de 3 anos do projeto Juros e Spread Bancário no Brasil*. Brasília, dezembro de 2002.
- _____. *Economia Bancária e Crédito – Avaliação de 4 anos do projeto Juros e Spread Bancário no Brasil*. Brasília, dezembro de 2003.
- _____. *Economia Bancária e Crédito – Avaliação de 5 anos do projeto Juros e Spread Bancário no Brasil*. Brasília, dezembro de 2004.
- Carvalho, Fernando C.: *Economia Monetária e Financeira – Teoria e Política*. Elsevier, Rio de Janeiro, 2001.
- Freixas, X. e Rochet, J. (1998): *Microeconomics of Banking*. The MIT Press, Massachusetts, Cambridge.
- Fortuna, E.: *Mercado Financeiro*. 15ª ed., Qualitymark, Rio de Janeiro, 2002.
- Gujarati, Damodar N.: *Econometria Básica*. Pearson Makron Books, 3ªed., São Paulo, 2000.
- Hoffmann, R. e Vieira, S.: *Análise de Regressão – Uma introdução a econometria*. HUCITEC, São Paulo, 1998.
- Keynes, John M. (1936): *Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda*. Edição brasileira Nova Cultural, “Os Economistas”, São Paulo, 1985.
- Maddala, G. S.: *Introduction to Econometrics*. Prentice Hall, 2ªed., New Jersey, 1998.
- Miskin, F. (1998): *Economics of Money, Banking and Financial Market*. Edição brasileira LTC – Livros Técnicos e Científicos Editores S. A., Rio de Janeiro, 2000.
- Pyndick, R. e Rubinfeld, W.: *Econometria – Modelos e Previsões*. Elsevier, Rio de Janeiro, 2004.