



**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**ANALISANDO OS DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DO *SPREAD*
BANCÁRIO NA AMÉRICA LATINA: UM ESTUDO DE DADOS EM PAINEL**

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

RIMENEZ TUON

FLORIANÓPOLIS

2005

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONÔMICAS
ÁREA DE CONCENTRAÇÃO: ECONOMIA E FINANÇAS**

**ANALISANDO OS DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DO *SPREAD*
BANCÁRIO NA AMÉRICA LATINA: UM ESTUDO DE DADOS EM PAINEL**

RIMENEZ TUON

**Dissertação apresentada ao Programa de Pós
Graduação em Economia da Universidade
Federal de Santa Catarina, como requisito
parcial para a obtenção do grau de Mestre em
Economia. Orientador: Professor Dr.
Fernando Seabra.**

Florianópolis

2005

**ANALISANDO OS DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DO *SPREAD*
BANCÁRIO NA AMÉRICA LATINA: UM ESTUDO DE DADOS EM PAINEL**

Esta dissertação foi julgada adequada para a obtenção do título de Mestre em Economia – Área de Concentração: Economia e Finanças e aprovada em sua forma final pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina, em outubro de 2005.

Prof. Dr. Celso Leonardo Weydmann
Coordenador do Curso.

Banca Examinadora

Prof. Dr. Fernando Seabra – (PPGE / UFSC) Presidente

Prof. Dr. Roberto Meurer – (PPGE / UFSC) Membro

Prof. Dr. Mohamed Amal – (FURB) Membro

“Um sistema financeiro eficiente, que transfira recursos das pessoas que poupam para as pessoas que têm oportunidades de investimento produtivo, é um requisito básico para uma economia saudável e em crescimento.”

Frederic S. Mishkin

*Dedico este trabalho a Deus, aos meus pais
Abílio Tuon e Vilma Generoso Tuon, a minha
irmã Cristilane Tuon, a minha namorada
Graziela Brunhari Kauling e ao meu orientador
Prof. Fernando Seabra.*

AGRADECIMENTOS

Nestas poucas linhas agradeço profundamente aqueles que estiveram ao meu lado durante esta caminhada, me dando força e incentivo para que mais um obstáculo fosse ultrapassado.

Primeiramente agradeço ao meu Deus por estar sempre comigo e a minha amada família por me dar todo o apoio que precisei.

Agradeço a minha tia e madrinha *Nane* pela certeza de que estive sempre comigo em espírito, e pela lembrança de seu sorriso que por muitas vezes me alegrou.

Ao meu orientador Professor Fernando Seabra, pelos conhecimentos transmitidos, pelo seu companheirismo e paciência e por ter sido mais do que um mestre, mais do que um professor, por ter sido um verdadeiro amigo.

A minha namorada *Gra*, por ter sido um grande presente que Deus me deu, pelo seu amor, carinho, alegria e companheirismo, que mesmo a distância sempre se fizeram presentes.

Ao amigo Marcos Cardoso pelo companheirismo e pela confiança em mim depositada.

A todos os demais professores do mestrado: João Rogério Sanson, Roberto Meurer e Newton C. A. da Costa Jr.

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS	8
LISTA DE TABELAS.....	9
LISTA DE ANEXOS.....	10
RESUMO	11
ABSTRACT	12
1 - INTRODUÇÃO.....	13
1.1 - OBJETIVOS.....	14
1.1.1 - OBJETIVO GERAL	14
1.1.2 - OBJETIVOS ESPECÍFICOS.....	15
1.2 – METODOLOGIA.....	15
2 - DETERMINANTES DO <i>SPREAD</i> BANCÁRIO: UMA REVISÃO TEÓRICA	17
2.1 MODELOS DE DETERMINAÇÃO DO <i>SPREAD</i> ÓTIMO	17
2.2 DETERMINANTES DO <i>SPREAD</i> : UMA ABORDAGEM DESCRITIVA	25
3 - UM MODELO MACROECONÔMICO PARA O <i>SPREAD</i> NA AMÉRICA LATINA.....	31
3.1 RESULTADOS EMPÍRICOS DE TRABALHOS ANTERIORES.....	31
3.2 DADOS E EVIDÊNCIA PRELIMINAR	35
3.3 RESULTADOS DO MODELO ECONOMÉTRICO	43
3.3.1 UMA DESCRIÇÃO DO MODELO PAINEL	43
3.3.2 O MODELO PROPOSTO E OS RESULTADOS ENCONTRADOS	47
4 – CONCLUSÕES	59
5 - REFERÊNCIAS.....	62
ANEXOS	65

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – <i>Spread</i> : Brasil, Peru e Colômbia_____	36
Figura 2 – Taxa de juros básica da economia (<i>MMR</i>): Brasil, Peru e Colômbia_____	39
Figura 3 – Inflação: Brasil, Peru e Colômbia_____	39
Figura 4 – <i>Spread</i> : Chile, México e Argentina_____	41
Figura 5 – Taxa de juros básica (<i>MMR</i>): Argentina, Chile e México_____	41
Figura 6 – Inflação: Argentina, Chile, México_____	42

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – *Spread* Bancário na América Latina por países selecionados e sub-períodos __ 43

Tabela 2 – Modelo completo dos determinantes do *spread* na América Latina _____ 54

Tabela 3 – Crescimento médio Dívida/PIB e M1/PIB _____ 55

Tabela 4 – Modelo dos determinantes do *spread* na América Latina sem câmbio _____ 57

Tabela 5 – Modelo final dos determinantes do *spread* na América Latina _____ 57

LISTA DE ANEXOS

Tabela 6 – Estatística Descritiva: <i>Spread</i> na América Latina 1994-2004	65
Tabela 7 – Var. % Índice de preço ao consumidor, M1 e PIB	65
Tabela 8 – Média geral e por sub-período das variáveis macroeconômicas dos países selecionados	66
Tabela 9 – Volatilidade dos juros no Brasil	67
Tabela 10 – Volatilidade dos juros na Argentina	68
Tabela 11 – Volatilidade dos juros no Chile	68
Tabela 12 – Volatilidade dos juros na Colômbia	69
Tabela 13 – Volatilidade dos juros no México	69
Tabela 14 – Volatilidade dos juros no Peru	70

RESUMO

O presente trabalho tem como objetivo principal, encontrar os determinantes macroeconômicos do *spread* bancário na América Latina, entre os anos de 1995 e 2004, considerando-se uma amostra de seis países, composta por Brasil, Argentina, Chile, Colômbia, México e Peru. Procedeu-se a um diagnóstico da situação do *spread* bancário para os países selecionados, observando-se que, na última década, todos os países apresentaram uma redução do nível do *spread* bancário. Em termos médios, conclui-se que o Brasil é o país Latino-americano com maior *spread* bancário (em torno dos 46% ao ano), seguido de Peru, México, Colômbia, Argentina e, por fim, o Chile (com o menor *spread*: 4,32% ao ano). Partindo do resultado apresentado pelo modelo de Barajas, Steiner e Salazar (1999), propõe-se um novo modelo que tem como objetivo avaliar, através da técnica econométrica de dados em painel, os principais determinantes do *spread* bancário na América Latina, fazendo uso de dados trimestrais fornecidos pelo *International Finance Statistic* entre os anos de 1995 e 2004. Com base nos resultados dos testes de Breusch e Pagan (1979) e de Moulton e Randolph (1989), utiliza-se um modelo painel com efeitos fixos. Na análise econométrica, são consideradas como variáveis explicativas para o *spread*, a taxa de inflação, medida pela variação do índice de preço ao consumidor, o crescimento do PIB, o total dos depósitos do setor privado junto aos bancos e o déficit do governo ambos como proporção do PIB, a taxa básica de juros, a volatilidade da taxa básica de juros, sendo está uma proxy para a estabilidade macroeconômica, além de uma variável *dummy* que procura avaliar os efeitos das mudanças dos regimes cambiais, nos países analisados sobre o *spread*. O modelo proposto permitiu concluir que a taxa de juros básica da economia, tem um efeito positivo sobre o *spread* bancário, representando para o banco o custo de oportunidade de direcionar créditos ao setor privado. O crescimento da economia também tende a elevar o *spread* bancário, tendo em vista o aumento da demanda por crédito. O volume de depósitos está inversamente associados ao *spread*, devido à possibilidade de maior oferta de recursos. Tanto a inflação quanto o déficit do governo estão inversamente relacionados ao *spread*, sendo este efeito atribuído aos impactos que estas variáveis têm sobre a liquidez do sistema financeiro. Conclui-se que a redução do *spread* bancário só será possível com a diminuição da instabilidade macroeconômica, com a diminuição das taxas básicas de juros, com o desenvolvimento de mecanismos institucionais que visem a dar mais proteção aos credores, com a busca de uma maior eficiência, bem como de um aumento da concorrência do setor bancário.

Palavras-Chave:

1. *Spread* Bancário
2. América Latina
3. Modelo Painel

ABSTRACT

The objective of this dissertation is to find out the main macroeconomic determinants of bank spread in Latin America. The sample ranges from 1995 to 2004 and includes six countries: Brazil, Argentina, Chile, Colombia, Mexico and Peru. A preliminary result stresses a reduction of the banking spread for all selected countries. The underlying model of the present study is given by Barajas, Steiner and Salazar (1999). That model aims to evaluate, using a panel data technique, the main determinants of banking spread in Latin America. In average terms, it concludes that Brazil is the Latin American country which holds the highest banking spread (approximately 46% per year), followed by Peru, Mexico, Colombia, Argentina and finally Chile (with the lowest spread: 4,32% per year). Based on Breusch-Pagan (1979) and Moulton-Randolph (1989), it is utilized a panel model with fixed effects. In the econometric analysis, the explanatory variables are the rate of inflation, measured by the changes in the consumer price index, the GDP growth, the total of deposits held by the private sector and the government deficit, both as a percentage of GDP, the interest rate volatility and a dummy variable for changes in the exchange rate regime. The proposed model allowed us to conclude that the basic interest rates has a positive effect on banking spreads, which represents the effect of opportunity costs to the credit supply for the private sector. The economic growth also tends to elevate the banking spread. The volume of deposits is inversely associated to the banking spread, due to the possibility of a larger supply of resources. The inflation rate and the government deficit are inversely related to the spread; these effects can be attributed to the impact that these variables have on the financial system liquidity. In summary, our conclusion is that banking spreads reductions can only be achieved as macroeconomic instability reduces, as basic interest rates decrease and as institutional mechanisms are developed in the direction of emphasizing more protection to lenders and of increasing the competition in the banking sector.

Key words:

1. Banking Spread

2. Latin América

3. Panel Model

ANALISANDO OS DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DO *SPREAD* BANCÁRIO NA AMÉRICA LATINA: UM ESTUDO DE DADOS EM PAINEL

1 - INTRODUÇÃO

Cada vez mais, é evidenciada a relação positiva existente entre o desenvolvimento de um sistema financeiro adequado, capaz de ser um canal de ligação entre poupança e investimento a um custo reduzido, e o crescimento econômico de uma nação, nas palavras de Maudos e Guevara (2004, p. 2260) “*the banking sector plays a fundamental role in economic growth, as it is the basic element in the channelling of funds from lenders to borrowers*”.

O processo de globalização financeira, entendido como a abertura do mercado financeiro no sentido de não impor restrições ao movimento de capitais e também de ampliar a competição entre bancos locais e estrangeiros, acelerou-se na América Latina ao longo da década de 1990. De fato, este processo permitiu o aumento de fluxos de investimento (direto e de portfólio) na região, contudo, apesar da redução das taxas de juros domésticas observadas nestes países, estas ainda se mantêm muito acima das taxas internacionais, conduzindo a níveis elevados do *spread* bancário. Ressalta-se que altos níveis de *spread* são interpretados como sinal de ineficiência do sistema bancário, com efeitos negativos sobre a poupança e o investimento doméstico.

Neste sentido, destaca-se a importância de se examinar os determinantes do *spread* na América Latina, uma vez que a oferta de crédito é a base para investimentos produtivos, e seu encarecimento pode conduzir o país a um crescimento abaixo de seu potencial. Dadas as diversas restrições de expansão do crédito por parte do governo, em especial na América Latina, o crédito privado vem se configurando como a principal fonte de recursos para financiar o crescimento.

Embora o presente estudo proponha-se ao exame do *spread* bancário na América Latina, a ênfase maior é dada para o caso brasileiro. Destaca-se que, apesar da queda da taxa de juros básica no Brasil ocorrida a partir de meados de 1999, o *spread* bancário nacional ainda se mantém em patamares elevados em termos internacionais, situando-se ao redor de 40% nos últimos anos. Quando se compara este percentual com o de outros países, percebe-se facilmente que o Brasil possui o maior *spread* do mundo. Estudos elaborados pela Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (FIESP) mostram que, em 2004, o *spread* no Brasil

(43,7% ao ano) foi quase quatro vezes maior que do que o cobrado na Argentina (12,4% ao ano) e na Rússia (10,8% ao ano), segundo e terceiro maiores, respectivamente.

A ocorrência de altos níveis de *spread* bancário em alguns mercados emergentes, como o Brasil, pode ser justificada por vários motivos. Estes podem, contudo, ser agrupados em fatores macroeconômicos (como a expectativa inflacionária), microeconômicos (como os custos operacionais) e estruturais (como o grau de concentração do setor bancário).

Este trabalho enfoca os fatores macroeconômicos. Tal escolha reside no fato de trabalhos como os de Afanasief (2001) e Oreiro (2004) destacarem que estes são os principais fatores que influenciam o *spread*, não só no Brasil, mas também em outros países. Especificamente, para a América Latina, Brock e Suarez (2000) também afirmam que variáveis macroeconômicas têm importante impacto sobre o *spread* bancário. Saunders e Schumacher (2000) argumentam que a estrutura de mercado do setor bancário tem pouca influência sobre o *spread* o que corrobora a idéia de que as principais explicações para o *spread* estão nas variáveis macroeconômicas.

O tema *spread* bancário tem sido objeto de muitos estudos. No caso do Brasil, anualmente, divulgam-se relatórios do banco central que têm por objetivo analisar a evolução do *spread* bancário nacional. Além disso, é importante ressaltar que até o ano 2000 existia um projeto dentro do BID – Banco Interamericano para o Desenvolvimento, que visava, justamente, estudar o *spread* bancário nos países da América Latina.

1.1 - Objetivos

1.1.1 - Objetivo Geral

Examinar os principais determinantes macroeconômicos do *spread* bancário na América Latina, no período 1995-2004. Considerando uma amostra de seis países, composta por: Brasil, Argentina, Chile, Colômbia, México e Peru.

1.1.2 - Objetivos Específicos

Em termos específicos pretende-se:

- i) Avaliar teoricamente as principais variáveis macroeconômicas determinantes do *spread* bancário;
- ii) Proceder a um diagnóstico da situação do *spread* bancário para os países selecionados no período em estudo;
- iii) Estimar, por métodos econométricos e com base num painel de dados, um modelo dos determinantes do *spread* bancário;

1.2 – Metodologia

Para que os objetivos especificados anteriormente sejam atingidos, realiza-se primeiramente um estudo bibliográfico sobre os determinantes do *spread* bancário. Em seguida, com base em dados coletados no site do International Financial Statistics – IFS, é realizado um estudo econométrico, com base num painel de dados, que tem a intenção de identificar quais os efeitos de determinadas variáveis macroeconômicas sobre os índices de *spread* bancário em países da América Latina.

Uma questão importante destacada por Brock e Suarez (2000) é a grande dificuldade em se quantificar o *spread* bancário, tendo em vista que, em geral, um mesmo banco apresenta diversas modalidades de empréstimos e de aplicações, o que resulta em diferentes níveis de *spread* em um mesmo banco. Além disso, outro fato que deve ser levado em consideração é que a maior parte dos bancos, além de possuir taxas diferenciadas de empréstimos e aplicações, também cobram uma série de taxas e comissões de seus correntistas. Estas cobranças também precisam ser consideradas dentro do cálculo do *spread*, pois a sua omissão pode conduzir a conclusões errôneas. Um banco pode apresentar uma pequena diferença entre suas taxas de aplicação e empréstimo, ou seja, um baixo *spread*, mas pode compensar esta diferença, cobrando taxas extras de seus clientes.

Neste trabalho, o *spread* bancário é calculado como a diferença entre as taxas médias cobradas pelos bancos para efetuar um empréstimo e a taxa média que este paga quando capta recursos. A taxa de depósito (*deposit rate*) e a taxa de empréstimo (*lending rate*) são

fornecidas para cada um dos países da amostra pelo IFS. As duas taxas de juros já consideram a cobrança de comissões e são calculadas de acordo como a taxa média ponderada paga e cobrada pelos bancos dos países em estudo.

Por fim, em termos estruturais, este trabalho desenvolver-se-á da seguinte maneira: além deste capítulo inicial, no segundo capítulo serão feitas uma definição e uma revisão teórica sobre os determinantes do *spread* bancário onde serão apresentados dois modelos teóricos, que visam a determinação do nível ótimo de *spread*, capaz de maximizar o lucro da firma bancária. No terceiro capítulo, são apresentadas evidências de trabalhos anteriores no que diz respeito a variáveis que influenciam o *spread*, além de se apresentar e analisar os dados utilizados neste trabalho, fazendo-se uma breve descrição do modelo painel, técnica esta que será aplicada para se avaliar os determinantes macroeconômicos do *spread* bancário na América Latina. Finalizando, no quarto capítulo, é feita uma síntese conclusiva do trabalho.

2 - DETERMINANTES DO *SPREAD* BANCÁRIO: UMA REVISÃO TEÓRICA

Neste capítulo, serão apresentados dois modelos teóricos que têm por objetivo a determinação de um *spread* ótimo do ponto de vista da maximização do lucro da firma bancária. Será proposto no capítulo 3 um modelo econométrico que se configura como uma adaptação do resultado do modelo de Barajas, Steimer e Salazar (1999), apresentado ao final deste capítulo, buscando-se identificar os determinantes macroeconômicos do *spread* bancário para os países selecionados.

2.1 Modelos de determinação do *spread* ótimo

Analisando diversos textos sobre o tema proposto, pode-se concluir que a definição de um modelo teórico capaz de avaliar a determinação do *spread* para os bancos, perpassa por um exercício clássico de otimização com restrição.

Neste contexto, o banco é visto como uma firma avessa a risco que exerce o papel de intermediador das transações entre agentes econômicos, poupadores e agentes investidores, visando à maximização de sua função objetivo, que neste caso, é uma função de lucro, que estará sujeita a um conjunto de determinadas restrições. Quando o banco define o *spread* ótimo que será capaz de maximizar o seu lucro, ele, necessariamente, precisa levar em consideração o ambiente macroeconômico no qual se insere. Para tanto, ele observa variáveis conjunturais como a variação da inflação, da taxa de juros básica e da taxa de câmbio. Além disso, também são considerados aspectos legais ou normativos impostos pelo governo, como a carga tributária sobre o volume de recursos disponíveis para empréstimo e o volume de depósitos compulsórios. O risco associado à atividade bancária, devido a problemas de assimetria de informação, também é um importante aspecto que influencia a escolha do nível ótimo de *spread*. Todos estes fatores microeconômicos e macroeconômicos configuram-se, justamente, como as restrições impostas ao banco quando da definição do *spread* ótimo, capaz de maximizar sua função objetivo.

Inicialmente, apresenta-se a modelagem proposta por Freixas e Rochet (1999, cap. 3). Primeiramente supõe-se que os bancos produzem serviços de empréstimos e depósitos, sujeitos a uma tecnologia de produção, representada por uma função de custos $C_n(D,L)$, onde D representa o volume de depósitos e L o volume de empréstimos, existem n diferentes bancos, e a função de custo, satisfaz as suposições usuais de convexidade, que implicam em retornos decrescentes de escala.

A condição de equilíbrio do balanço patrimonial do banco será dada pela igualdade de seus ativos (reservas mais os empréstimos) e os seus passivos (depósitos e outras obrigações). Freixas e Rochet (1999, cap. 3) consideram, inicialmente, um modelo onde o setor bancário caracteriza-se por estrutura de mercado competitiva, sendo o banco um tomador de preços. Ele tomará como dado a taxa de empréstimos r_L , a taxa de depósito r_D , e a taxa de juros do mercado interbancário r . Sendo assim, a função de lucro (π) do banco seria descrita por:

$$\pi = r_L L + rM - r_D D - C(D, L) \quad (2.1)$$

onde M é a posição líquida de curto prazo do banco, isto é, o excedente de depósitos não emprestados, que é remunerado pela taxa do mercado interbancário, e pode ser dado por:

$$M = (1 - \alpha)D - L \quad (2.2)$$

onde α é a taxa de depósito compulsório. Com base em (2.1) e (2.2), o lucro pode ser reescrito como:

$$\pi = (r_L - r)L + (r(1 - \alpha) - r_D)D - C(D, L) \quad (2.3)$$

De acordo com (2.3), o lucro do banco é a soma da margem de intermediação, sobre os depósitos e empréstimos líquidos dos custos de administração. Dadas as características da função de custo, a condição de primeira ordem para a maximização do lucro com relação ao volume de empréstimos e depósitos, será dada por:

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{\partial \pi}{\partial L} = (r_L - r) - \frac{\partial C}{\partial L}(D, L) = 0 \end{array} \right. \quad (2.4)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{\partial \pi}{\partial D} = (r(1 - \alpha) - r_D) - \frac{\partial C}{\partial D}(D, L) = 0 \end{array} \right. \quad (2.5)$$

As implicações de (2.4) e (2.5) podem ser resumidas em: *i*) sendo o mercado bancário competitivo, o banco ajustará o volume de empréstimos e depósitos de tal forma que suas margens de intermediação $r_L - r$ e $r(1 - \alpha) - r_d$, sejam iguais ao seu custo marginal de intermediação, ou seja, nesta estrutura de mercado, o banco busca igualar o preço de seu produto (taxas de juros) ao seu custo marginal; *ii*) um aumento em r_d reduziria a demanda do banco por depósitos, enquanto que um aumento em r_l aumentará sua oferta de empréstimos.

A derivação acima mostra como é o comportamento do banco, considerando uma estrutura de mercado competitiva. Ainda dentro deste tipo de estrutura, pode-se derivar a condição de equilíbrio para o setor bancário, em termos do volume de empréstimo e de poupança. Considera-se que existem N diferentes bancos ($n=1,2,\dots,N$), cada um deles é

caracterizado por uma função de oferta de empréstimos $L^n(r_L, r_D, r)$, e uma função de demanda por depósitos $D^n(r_L, r_D, r)$. $I(r_l)$ representa a demanda por investimentos das firmas, e $S(r_d)$ representa a função de poupança dos agentes domésticos. O equilíbrio competitivo será caracterizado pelas três equações a seguir:

$$I(r_L) = \sum_{n=1}^N L^n(r_L, r_D, r) \quad (\text{mercado de empréstimos}) \quad (2.6);$$

$$S(r_D) = B + \sum_{n=1}^N D^n(r_L, r_D, r) \quad (\text{mercado de poupança}) \quad (2.7);$$

$$\sum_{n=1}^N L^n(r_L, r_D, r) = (1 - \alpha) \sum_{n=1}^N D^n(r_L, r_D, r) \quad (\text{mercado interbancário}) \quad (2.8).$$

Para o caso de custos marginais de intermediação constantes ($C'_L \equiv \gamma_L, C'_D \equiv \gamma_D$), e com base em (2.4) e (2.5), pode-se deduzir a taxa de empréstimo e a taxa de depósito como:

$$r_L = r + \gamma_L \quad (2.9)$$

$$r_D = r(1 - \alpha) - \gamma_D \quad (2.10)$$

Em resumo, com o banco atuando em um mercado competitivo, a taxa de empréstimo r_L será definida como a soma da taxa de juros do mercado interbancário e o custo marginal de se conceder empréstimos. Sendo assim, a taxa de juros do mercado interbancário representa um limite inferior para a taxa de empréstimo. Já a taxa de depósito será dada pela diferença entre o ganho auferido pelo banco, caso aplicasse os recursos disponíveis no mercado interbancário e o seu custo marginal.

Além disso, pode-se escrever a taxa de juros do mercado interbancário, a partir da combinação de 2.6, 2.7 e 2.8, como sendo:

$$S[r(1 - \alpha) - \gamma_D] - \frac{I(r + \gamma_L)}{1 - \alpha} = B \quad (2.11)$$

Ainda dentro da modelagem proposta por Freixas e Rochet (1999), pode-se determinar a condição de maximização do lucro da firma bancária em um ambiente de concorrência monopolística¹. A decisão do banco dá-se em termos do volume de depósitos e de empréstimos, mas diferentemente do caso de uma estrutura competitiva. Neste caso o banco tem poder de monopólio na fixação das taxas de juros em pelo menos um dos mercados,

¹ Para uma discussão completa deste modelo ver Klein (1971)

normalmente o de empréstimo, e esta taxa será influenciada pelo volume dos empréstimos e depósitos praticados. Devido a este último fato torna-se mais conveniente trabalhar com o inverso das funções de empréstimo, $r_L(L)$, e de depósito $r_D(D)$.

Utilizando-se as mesmas suposições anteriores quanto à convexidade da função de custo, o lucro do banco antes descrito por (2.3), pode agora ser descrito por (2.12), onde a única diferença é o fato de ser considerada a influência do total de empréstimos e de depósitos sobre as respectivas taxas r_L e r_D . O banco ainda toma como dada a taxa de juros do mercado interbancário pois esta é determinada pela autoridade monetária (ou é determinada pela taxa de equilíbrio do mercado de capitais internacional).

$$\pi = \pi(L, D) = (r_L(L) - r)L + (r(1 - \alpha) - r_D(D))D - C(D, L) \quad (2.12)$$

Com base em (2.12) a condição de primeira ordem para a maximização do lucro em função do volume de empréstimo e de depósito praticada será determinada por:

$$\frac{\partial \pi}{\partial L} = r'_L(L)L + r_L - r - C'_L(D, L) = 0 \quad (2.13)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial D} = -r'_D(D)D + r(1 - \alpha) - r_D - C'_D(D, L) = 0 \quad (2.14)$$

Considerando que a elasticidade-juros da demanda por empréstimo é dada por

$$\varepsilon_L = -\frac{r_L L'(r_L)}{L(r_L)} > 0, \text{ e que a elasticidade-juros da oferta de depósitos é dada por}$$

$$\varepsilon_D = \frac{r_D D'(r_D)}{D(r_D)} > 0, \text{ pode-se resolver (2.13) e (2.14) de forma a se encontrar a margem ótica}$$

de intermediação nos empréstimos (r_L^*) e nos depósitos (r_D^*), que serão dadas por:

$$\frac{r_L^* - (r + C'_L)}{r_L^*} = \frac{1}{\varepsilon_L(r_L^*)} \quad (2.15)$$

$$\frac{r(1 - \alpha) - C'_D - r_D^*}{r_D^*} = \frac{1}{\varepsilon_D(r_D^*)} \quad (2.16)$$

Nas duas equações (2.15) e (2.16), o lado esquerdo destas, nada mais é do que o índice de Lerner² para o setor bancário em regime de concorrência monopolística em cada um dos mercados, de crédito e de depósitos. Nestas condições, o banco fixa suas taxas de juros de

² Esse índice mede o poder de monopólio de uma empresa e é dado por $L = \left(\frac{\text{preço} - \text{Cmg}}{\text{preço}} \right)$, em concorrência perfeita o preço é igual ao custo marginal e o índice assume valor zero. Quando o preço é superior

forma que estas sejam, então, iguais ao inverso da elasticidade-juros da demanda por empréstimos e da oferta de depósitos. Sendo assim, quanto menos elástica for a demanda por empréstimo e a oferta de depósito, maior será o poder de mercado do banco e maior será a margem de intermediação que este poderá praticar.

Destaca-se que neste tipo de abordagem, o *spread* bancário refletirá o grau de monopólio do banco, ou seja, a sua capacidade de cobrar um preço acima do seu custo marginal, (Oreiro, 2004).

Freixas e Rochet (1999), além de apresentarem os resultados do modelo para o caso de concorrência perfeita e monopolística, também mostram o resultado deste para o caso onde o setor bancário é caracterizado por uma estrutura oligopolista, considerando a existência de um regime de concorrência imperfeita com um número finito de bancos. Nesta última derivação supõe-se uma função de custo linear $C_n(D, L) = \gamma_D D + \gamma_L L$, a condição de primeira ordem para a maximização do lucro neste caso seria dado por:

$$\frac{r_L^* - (r + C_L')}{r_L^*} = \frac{1}{N\varepsilon_L(r_L^*)} \quad (2.17)$$

$$\frac{r(1 - \alpha) - C_D' - r_D^*}{r_D^*} = \frac{1}{N\varepsilon_D(r_D^*)} \quad (2.18)$$

onde N representa o número de bancos. A única diferença entre o caso do monopólio e o caso do oligopólio é o fato de que, neste último, a margem de intermediação bancária no mercado de empréstimo e no mercado de depósitos, será influenciada pelo número de bancos do mercado ou, em outras palavras, pelo *market-share* do n -ésimo banco.

Como pode ser visto, Freixas e Rochet (1999) apresentam o resultado da maximização da função objetivo dos bancos sobre o *spread* em um ambiente de concorrência perfeita, onde este é considerado um tomador das taxas de empréstimos e das taxas de depósitos, bem como para o caso onde o regime é de concorrência imperfeita (monopolística ou oligopolista, com o banco influenciando as taxas de depósitos ou de empréstimos).

Saindo da modelagem proposta por Freixas e Rochet (1990), apresenta-se o modelo de Barajas, Steiner e Salazar (1999). Neste, assume-se que cada banco j produz empréstimos (L_j), e para isso utiliza dois insumos que são trabalho e depósitos (D_j). Além dos empréstimos, o banco também produz, por determinação do governo, um certo total de reservas (R_j) que dependem do volume de depósitos. O passivo dos bancos será composto pelos depósitos e por

ao custo marginal, o índice torna-se positivo e varia entre 0 e 1. Quanto mais próximo L estiver de 1, maior será o grau de monopólio exercido pela empresa.

um conjunto de outras obrigações (OCB_j), sendo assim para uma dada taxa de requerimento de reservas (ε_j), a condição para o equilíbrio do balanço patrimonial do banco será dado por:

$$L_j + R_j = D_j + OCB_j \Rightarrow L_j - D_j(1 - \varepsilon_j) - OCB_j = 0 \quad (2.19).$$

O lucro do banco será determinado pela diferença entre a receita auferida pela cobrança de juros nas operações de empréstimos e os custos devido ao pagamento de juros pelos depósitos, bem como os demais custos da atividade de intermediação financeira. O banco, portanto, buscará maximizar sua função de lucro (U_j) que será dada por:

$$U_j = i_L L_j - i_D D_j - C(L_j, w, x) \quad (2.20)$$

onde, i_L e i_D são as taxas de empréstimo e de depósito, respectivamente. $C(L_j, w, x)$ é a função de custo que o banco está sujeito, com w representando os gastos com salários e x representando um vetor de todas as outras variáveis que influenciam os custos.

Nesta formulação inicial, considerando que não há incerteza, a condição de primeira ordem para a maximização do lucro do banco em função do volume de empréstimos realizados será dada por:

$$\frac{\partial U_j}{\partial L_j} = i_L + L_j \left(\frac{\partial i_L}{\partial L_j} \right) - i_D \left(\frac{\partial D_j}{\partial L_j} \right) - D_j \left(\frac{\partial i_D}{\partial L_j} \right) - \frac{\partial C}{\partial L_j} = 0 \quad (2.21)$$

onde, $\partial C / \partial L_j$ é o custo marginal do empréstimo.

Através da equação 2.21, pode-se verificar a relação entre as mudanças nos depósitos e nos empréstimos que, de acordo com a condição de equilíbrio do balanço patrimonial do banco, serão determinadas pela taxa de requerimento de reservas, isto é, mais especificamente $\partial D_j / \partial L_j = 1 / (1 - \varepsilon_j)$. Além disso, a relação entre mudanças nas taxas de juros e na quantidade de empréstimos $(\partial i_L / \partial L_j, \partial i_D / \partial L_j)$ serão determinadas pelo grau de poder de mercado desde que, em concorrência perfeita, a oferta de um banco individual não venha a ter nenhum efeito sobre os preços.

Rearranjando os termos na equação (2.21) e isolando a taxa de juros de empréstimo pode-se reescrevê-la como:

$$i_L = \frac{i_D \left(\frac{\phi_D}{\phi_L} \right)}{1 - \varepsilon} + \frac{C_L}{\phi_L} \quad (2.22)$$

onde $\phi_D = 1 + ms_j \cdot rs_j / \eta_D$ e $\phi_L = 1 + ms_j \cdot rs_j / \eta_L$ são indicadores de poder de mercado, indicados em cada um dos dois mercados (empréstimos e depósitos), que dependem da elasticidade juro da demanda por empréstimo (η_L) e por depósitos (η_D)³, da fatia de mercado do banco j no respectivo mercado (ms_j), e da resposta da oferta de indústria, para mudanças no produto dos bancos (rs_j).

A equação (2.22) fornece a relação entre a taxa de empréstimo, a taxa de depósito e o custo marginal para a maximização do lucro do banco. Assumido-se que o custo marginal é uma função linear com respeito aos salários (w), o volume de empréstimo (L), e os outros fatores (x), tem-se a seguinte expressão:

$$C_L \equiv \frac{\partial C}{\partial L} = b_0 + b_1 L + b_2 w + b_3 x \quad (2.23)$$

onde $b_1 > 0$ e b_2 e $b_3 < 0$ ⁴. Logo, com base em (2.23), a equação (2.22) pode ser reescrita como uma função linear para a taxa de empréstimo:

$$i_L = d_0 + d_1 \frac{i_D}{1 - \varepsilon} + d_2 L + d_3 w + d_4 x \quad (2.24)$$

$$\text{onde } d_0 = \frac{b_0}{\phi_L}, d_1 = \frac{\phi_D}{\phi_L}, d_2 = \frac{b_1}{\phi_L}, d_3 = \frac{b_2}{\phi_L}, d_4 = \frac{b_3}{\phi_L}$$

Nesta especificação, d_1 sumariza o efeito do poder de mercado em ambos os mercados, e será igual a unidade, a menos que exista poder de mercado em no mínimo um dos mercados. Se ambos os mercados de empréstimos e de depósitos forem perfeitamente competitivos, então a taxa de juros cobrada sobre os empréstimos será igual ao custo marginal da produção de empréstimos e depósitos, que é $i_L = C_L + i_D / (1 - \varepsilon)$. Se ao contrário, for assumido que apenas um dos mercados é perfeitamente competitivo, então a equação (2.24) estimará o grau de poder de mercado do mercado restante.

³ $\eta_L = \frac{\partial L}{\partial i_L} \frac{i_L}{L} < 0, \eta_D = \frac{\partial D}{\partial i_D} \frac{i_D}{D} > 0,$

⁴ Os parâmetros b_2 e b_3 são negativos devido a hipótese da função de custo $C(L)$ ser côncava; i.e. $C'(L) > 0$ e $C''(L) < 0$.

Em termos do presente estudo, considerando os determinantes do *spread* bancário, a equação (2.24), indica que para um dado nível de i_d , todo o aumento de i_l resulta em um aumento do *spread* ótimo. Logo, pode-se inferir, a partir deste resultado, que o *spread* bancário está diretamente relacionado ao aumento do requerimento de reservas compulsórias (isto é $\frac{\partial i_L}{\partial \varepsilon} > 0$), diretamente com o preço de seus insumos, a mão de obra e os outros insumos representados pelo vetor x (isto é, $\frac{\partial i_L}{\partial w} > 0$ e $\frac{\partial i_L}{\partial x} > 0$) e, inversamente, com o volume de empréstimos ($\frac{\partial i_L}{\partial L} < 0$).

Além do modelo proposto por Freixas e Rochet (1999) e do modelo apresentado por Barajas, Steiner e Salazar (1999), pode ser destacado que existem outras formas de se analisar o comportamento dos bancos quanto à maximização do seu lucro, dada a definição do nível de *spread* ótimo, com base nos pressupostos da teoria da firma. Neste sentido, destacam-se os trabalhos de McShane e Sharp (1985), Allen (1998), Angbazo (1995) e Wong (1997), todos eles, em certa medida, re-adaptando o modelo clássico de análise do *spread* bancário proposto por Ho e Saunders (1981). Afastando-se deste tipo de metodologia, mas buscando analisar os fatores determinantes do *spread* bancário alguns textos mais específicos conferiram maior grau de importância para a questão da concorrência no setor bancário, com destaque para o caso brasileiro, Nakane (2002), Rocha (2001) e Tonooka e Koyama (2003).

Por fim, os resultados dos modelos apresentados por Freixas e Rochet (1999) e Barajas, Steiner e Salazar (1999) embora tratem da derivação do *spread* ótimo, podem indicar alguns dos determinantes do *spread* bancário, como os fatores ligados ao mercado em que os bancos atuam e também os custos da sua atuação. Especialmente no modelo de Barajas, Steiner e Salazar (1999) o resultado alcançado permite que se afirme, de modo genérico, que o *spread* bancário é uma função do volume de empréstimos (o qual está intimamente associado à quantidade de depósitos em poder dos bancos), aos custos internos (salários e outros insumos diretos), bem como, custos externos derivados do ambiente macroeconômico (como os custos específicos do requerimento de reservas compulsórias) e o próprio risco associado à atuação do setor bancário enquanto agente intermediador.

2.2 Determinantes do *spread*: uma abordagem descritiva

Com base em uma literatura mais empírica, como Wong (1997), Nakane (2002), Belaisch (2003), Oreiro (2004) e vários outros textos citados ao longo deste trabalho, pode-se afirmar que os determinantes do *spread* bancário podem ser divididos em fatores microeconômicos e fatores macroeconômicos.

Dentre os determinantes microeconômicos, destacam-se em termos dos custos associados à atividade bancária: os altos custos administrativos e operacionais aos quais boa parte das instituições bancárias estão sujeitas; os custos regulamentares determinados pelo governo, caracterizados no Brasil principalmente pelos custos das contribuições para o Fundo Garantidor de Empréstimos (FGC), custos fiscais oriundos da cobrança de inúmeros impostos como PIS, Confins, IOF, imposto de renda (IR) e a contribuição social sobre lucro líquido (CSLL).

Podem ser destacados também, em termos microeconômicos, as perdas causadas pelos altos índices de inadimplência. A teoria microeconômica tradicional coloca que na presença de informação assimétrica, existem dois grandes problemas, o da seleção adversa e o do risco moral⁵. É reconhecido que tais problemas estão presentes no processo de intermediação financeira promovido pelos bancos, e que num ambiente onde as taxas de empréstimo são muito elevadas, tem-se um agravamento destes problemas. Isso ocorre pelo fato de que um agente econômico só estará disposto a se financiar com juros elevados, se seu projeto prever um retorno ainda mais elevado do que as taxas cobradas. Neste tipo de situação, será razoável admitir que apenas projetos com alto risco serão submetidos, à análise, dada a relação direta que existe entre risco e retorno.

Desta forma, como argumentam Nakane e Costa (2004), taxas de juros de financiamento muito altas dão origem a problemas de seleção adversa, onde apenas projetos de elevado risco são financiados, enquanto que dificuldades de colateralização real geram problemas de risco moral.

Em se tratando do Brasil, os altos índices de inadimplência têm sido considerados uma das principais causas que fazem com que o custo ao tomador de empréstimo seja tão elevado. Isto

⁵ Ambos os problemas estão associados à presença de assimetria de informação. Para o caso da intermediação financeira, a seleção adversa surge antes do banco efetuar uma operação de crédito, pois este não sabe ao certo, qual a real disposição do tomador do empréstimo em honrar o seu compromisso. O problema do risco moral, ao contrário, ocorre depois que o banco faz um empréstimo, e caracteriza-se pelo fato do tomador poder engajar-se em outra atividade de maior risco, diferente da que havia sido previsto, o que eleva a possibilidade deste saldar sua dívida com o banco.

se agrava pelo de fato do sistema judiciário brasileiro apresentar uma grande morosidade, o que acaba, na maioria das vezes, por proteger o devedor e prejudicar o credor. Como destacado por Nakane e Costa (2004), a elevada carga tributária que incide sobre os bancos também é um dos fatores que fazem com que o Brasil apresente um *spread* tão elevado, quando comparado com outros países.

Outro determinante microeconômico do *spread* bancário é a margem de lucro, ou margem líquida de intermediação financeira, cobrada pelo banco quando da sua atuação como intermediador financeiro. É preciso diferenciar o *spread* bancário da margem líquida de intermediação financeira. Esta última é considerada a remuneração do capital dos bancos, e é encontrada quando se subtraem do *spread*, todos os custos aos quais as instituições bancárias estão sujeitas. A margem de lucro dos bancos será influenciada, sobretudo, pelo risco ao qual está sujeita a firma bancária quando da sua atuação. Quanto maior a instabilidade econômica de um país, maior tende a ser a margem de lucro exigida pelos bancos para a realização de operações de crédito. Alguns trabalhos, ao invés de fazer uso do *spread*, enfocam a análise da margem líquida de intermediação financeira (net interest margins) utilizando esta como uma proxy para o *spread* bancário, no entanto considera-se que esta variável não é adequada quando se pretende analisar de fato o *spread* bancário, pois esta margem não considera os ganhos dos bancos com a cobrança de taxas e de comissões, valores estes que, necessariamente, precisam estar dentro do cômputo do *spread* bancário para que, desta forma, não sejam obtidas conclusões equivocadas.

A própria estrutura de mercado do setor bancário configura-se como uma importante variável microeconômica, capaz de ter expressivos efeitos sobre o *spread*. Deve-se destacar, neste sentido, as elevadas concentrações bancárias observadas, sobretudo nos mercados latino-americanos, devido aos vários processos de fusão e incorporação ocorridos nas últimas décadas. Além da própria estrutura de mercado e padrão de concorrência no qual se insere o setor bancário, e do volume de recursos disponíveis para empréstimo (os chamados créditos livres).

Em termos macroeconômicos, pode-se dizer que a política monetária do país afeta em grande proporção o *spread* bancário, um fato destacado por muitos textos sobre o tema é que a alta remuneração dos títulos públicos, determinada por uma taxa de juros básica muito elevada, pode criar um efeito do tipo *crowding-out*, onde os bancos estariam mais dispostos a financiar o governo, tendo em vista os baixos riscos associados e a alta rentabilidade, ao invés de financiar o setor privado. Com isso, a oferta de crédito ao setor privado é reduzida,

repercutindo em uma elevação do seu custo. Sendo assim, é de se esperar que a taxa básica de juros da economia apresente uma importante influência sobre o *spread* bancário, tendo em vista que esta passa a ser, para os bancos, uma espécie de limite inferior quanto ao nível de *spread* cobrado. Isso ocorre porque o banco, ao invés de direcionar créditos para o setor privado, poderá utilizar seus recursos para comprar títulos públicos, que serão remunerados pela taxa básica da economia. Assim, para que o banco esteja disposto a canalizar capital para o setor produtivo, este exigirá uma remuneração dos seus ativos que seja superior àquela oferecida pelo governo, quando este se financia através do lançamento de títulos públicos, ou seja, a taxa de juros básica passa a representar o custo de oportunidade do banco para fazer empréstimos ao setor privado.

A inflação certamente apresentará algum efeito sobre o *spread* bancário, no entanto, este efeito vai depender do *gap* intertemporal que existirá entre sua ocorrência e a percepção desta pelo sistema financeiro. Neste caso, assume-se que os bancos não estariam corrigindo seu *spread* com base em sua expectativa de inflação, mas sim em relação a inflação observada. Nestas condições, um aumento da inflação apresentaria um efeito negativo sobre o *spread*, pois diminuiria a margem de lucro do banco. Porém, de acordo com os pressupostos da equação de Fisher⁶, pode-se dizer que à medida que a inflação aumenta, a taxa de juros nominal também se eleva, mantendo neste caso a taxa de juros real constante. Um aumento da inflação conduziria tanto a um aumento da taxa de juros de captação quanto da taxa de empréstimo, ficando o *spread* constante. Se ainda assim, o impacto da inflação sobre o *spread* for, no entanto, positivo, pode-se atribuir isso ao fato de que uma maior inflação representa uma maior instabilidade econômica, o que aumenta os riscos da atividade bancária, exigindo um aumento maior da taxa de empréstimo, do que da taxa de captação, o que leva a um aumento do *spread*.

A exigência de depósito compulsório também afeta o *spread* bancário. Além de limitar o poder de criação de moeda por parte dos bancos, o requerimento de depósito compulsório também limita a capacidade de alavancagem financeira dos bancos. Sendo assim, o depósito compulsório irá determinar ao banco um custo de oportunidade, pois este será obrigado a manter recursos ociosos em caixa. Com isso, o banco tende a repassar este custo à taxa que cobra, para realizar empréstimos o que, por sua vez, eleva o *spread* bancário.

Outro fator que tende a elevar o *spread*, são os chamados mecanismos de controle de crédito. Estes mecanismos caracterizam-se pela obrigatoriedade do mercado financeiro

⁶ $r = i - \pi$, onde “ r ” é a taxa de juros real, “ i ” é a taxa de juros nominal e “ π ” é a taxa de inflação real.

canalizar determinada parcela dos recursos nele aplicados, para determinadas áreas da economia. No caso do Brasil, exemplos destes mecanismos são os direcionamentos prioritários de crédito para o setor agrícola e para a área de política habitacional. Da mesma forma que o requerimento de reservas compulsórias, esse tipo de mecanismo acaba por conferir um certo custo de oportunidade para o setor financeiro que repassa este custo para o tomador final dos chamados créditos livres. No Brasil, a proporção de créditos livres sobre PIB entre janeiro 1995 e junho de 2005 ficou, em média, em 12,5% (atingindo um valor máximo de 16,2%). Tais valores colocam-se muito abaixo daqueles praticados nos demais países latino-americanos e países desenvolvidos, onde esta taxa, facilmente, supera os 40%. Este fato corrobora a idéia de que os mecanismos de controle direto sobre o crédito no Brasil, também são uma justificativa plausível para o elevado *spread* bancário.

Os regimes cambiais adotados pelos vários países também tendem a afetar o *spread* bancário. A princípio, espera-se que a adoção de regimes de taxas de câmbio livre possam conduzir a reduções do *spread*, pois nesta condição, a autoridade monetária passaria a ter maior autonomia na execução de sua política monetária. Em regimes de câmbio fixo, todas as atenções ficam voltadas à manutenção da taxa de câmbio no nível estipulado pela autoridade monetária. Neste caso, a variável, chave para manter a taxa de câmbio fixa com credibilidade, é a taxa de juros básica da economia, que tende a aumentar em resposta a choques adversos na economia doméstica com a intenção de garantir ingressos de capitais (em especial investimentos de portfólio). Sendo assim, em regimes de câmbio fixo, há uma tendência de a taxa básica de juros ser elevada, com reflexos sobre a determinação do *spread* bancário. Quando o país adota um regime de taxa de câmbio flexível, ao contrário do caso anterior, a autoridade monetária tem uma maior autonomia na execução da política monetária, tendo como variável de ajuste primeiramente a taxa de câmbio. Nesta situação, a expectativa é de que as taxas de juros praticadas sejam menores, o que, por sua vez, conduz a níveis mais baixos do *spread* bancário.

Apesar do exposto acima, é importante que se faça uma ressalva quanto aos efeitos da taxa de câmbio sobre o *spread* bancário. É fato que o ambiente macroeconômico possui grande influência sobre o nível do *spread* bancário, sobretudo ao que diz respeito à volatilidade da taxa de juros básica da economia conforme mencionado anteriormente. Esta volatilidade está intimamente relacionada ao regime cambial adotado pelo país. No caso de um regime de câmbio fixo, espera-se que a política monetária seja mais austera, pois menor é a margem de atuação da autoridade monetária, o que por, sua vez, conduz a uma menor instabilidade da

política macroeconômica. Sob um regime de câmbio fixo, é provável que a incerteza associada à execução da política econômica seja, em certa medida, reduzida. Neste ambiente de maior austeridade e de menor incerteza, tem-se uma menor volatilidade dos juros e, com isso, o componente de risco tem seu efeito diminuído, levando a *spreads* não tão elevados. Ao contrário, sob um regime de câmbio flutuante, pode-se experimentar uma maior instabilidade macroeconômica, uma vez que a autoridade monetária tem mais poder para agir discricionariamente em resposta a choques. Esta maior possibilidade de atuar ativamente com a política monetária, pode resultar – no contexto em que não existem outras restrições à política monetária – em maior incerteza, elevação da inflação e, por conseqüência menores níveis de *spread* bancário. Deste modo, a influência da taxa de câmbio sobre o *spread* é ambígua.⁷

Outro importante fator macroeconômico que tem influência sobre a diferença entre a taxa de capitação dos bancos e a taxa que estes cobram para emprestar recursos, é o próprio crescimento da economia que, dependendo de sua dinâmica particular, poderá ter um efeito tanto positivo quanto negativo sobre o *spread*, através dos movimentos de demanda e de oferta do mercado de crédito.

Ainda dentro dos fatores macroeconômicos, mas considerando elementos microeconômicos, a chamada “visão do crédito” dos mecanismos de transmissão da política monetária destaca que na presença de assimetria de informação, surgem outros mecanismos de transmissão, além do mecanismo tradicional keynesiano (a oferta monetária afeta os juros reais da economia, e estes os gastos com ativos duráveis), são eles: o mecanismo de transmissão via empréstimo bancário, onde para uma dada política monetária expansionista, tem-se um aumento do nível de reservas bancárias, e com isso um crescimento do volume de ativos emprestáveis, o que por sua vez poderia conduzir a uma redução do *spread* e ampliar o volume de empréstimos efetuados; e o mecanismo de transmissão via balanço patrimonial das empresas, onde uma política monetária expansionista, além de diminuir os juros, eleva o valor das ações das firmas, com isso, estas têm o seu valor líquido elevado, o que lhe confere uma maior capacidade de colateralização. Esta maior capacidade de gerar garantias reduz os riscos de seleção adversa e risco moral para os bancos e estes teriam um incentivo para uma redução do *spread* e ampliação da oferta de empréstimos⁸.

⁷ Medidas alternativas à rigidez cambial podem ser implementadas para inibir ações discricionárias descentralizadas por parte do banco central. Exemplos destas são a política de metas de agregados monetários e de metas de inflação.

⁸ Para uma discussão mais completa sobre os mecanismos de transmissão da política monetária, inclusive sobre a visão do crédito, ver: Mishkin (1995), Taylor (1995), Bernanke e Gertker (1995), Meltzer (1995);

Em resumo, em relação aos determinantes macroeconômicos do *spread* bancário destaca-se, sobretudo, a instabilidade do cenário econômico, tanto em termos da inflação, da taxa de juros básica, quanto da taxa de câmbio ou até de qualquer outra variável macroeconômica. Com um ambiente econômico instável, os bancos exigiram um maior *spread* para a realização de empréstimos, tendo em vista o aumento do risco associados a sua atividade. Nestas condições, inibe-se a oferta de crédito, sobretudo o de longo prazo o que acaba por encarecer seu preço, e desfavorecer o financiamento do setor produtivo.

3 - UM MODELO MACROECONÔMICO PARA O *SPREAD* NA AMÉRICA LATINA.

Neste capítulo, inicialmente, é feita uma revisão de alguns trabalhos empíricos no que se refere aos determinantes do *spread* bancário. Em seguida, são apresentados e analisados ao longo do tempo, os dados utilizados neste trabalho e que irão compor o modelo econométrico presente na última sub-seção deste capítulo. Além disso, também é feita uma revisão do método econométrico de análise de dados em painel. Através deste método observou-se que para os países em estudo, a taxa básica de juros e o crescimento da economia têm um impacto positivo sobre o *spread*, enquanto que a inflação, o volume de depósitos e o déficit do governo como proporção do PIB, possuem uma relação inversa com o *spread*.

3.1 Resultados empíricos de trabalhos anteriores

Muitos trabalhos buscaram estimar os principais determinantes dos elevados níveis de *spread* em várias partes do mundo, mas principalmente em mercados emergentes.

Brock e Suarez (2000) é um estudo aplicado diretamente à América Latina (não incluindo o Brasil), no qual se procede a uma análise de âmbito microeconômico, estimando o *spread* para cada um dos bancos que compõem a amostra. Os autores exploram o fato de que, apesar das reformas financeiras como a liberalização das taxas de juros e a eliminação dos mecanismos de alocação direta do crédito, ainda persistem, na América Latina, altos níveis de *spread* bancário. Destacam também que ainda persistem deficiências regulatórias e de supervisão que induzem a elevação do *spread*. O estudo é feito a partir de uma amostra de bancos de sete países, a saber: Argentina, Bolívia, Chile, Colômbia, México, Peru e Uruguai.

Utilizando a metodologia de Ho e Saunders (1981), os autores buscam estimar os determinantes do *spread* para o conjunto de bancos de cada um dos países da amostra. Esta metodologia consiste em dois passos: no primeiro, é rodada uma regressão *cross section* para cada país em cada período. Retira-se desta expressão a constante estimada que representa o chamado *spread* puro que não depende de fatores microeconômicos ligados aos bancos. No segundo passo, utiliza-se a série composta pelas constantes estimadas anteriormente e estima-se uma nova regressão destas contra variáveis macroeconômicas, como a volatilidade da taxa de juros, inflação, déficit do governo, e crescimento do PIB. A constante desta segunda estimação, representa os efeitos da estrutura do mercado sobre a determinação do *spread*.

Os resultados mostram que os altos custos administrativos e o alto nível de reservas não emprestáveis, têm sido a principal causa do alto *spread*, mas de forma diferenciada para cada um dos países. Apesar do estudo ter uma ênfase microeconômica, adotando os bancos como unidades amostrais, Brock e Suarez (2000) também puderam concluir que variáveis macroeconômicas têm elevado o *spread* na América Latina.

É destacado o desapontamento dos policymakers da região, dado que, apesar das reformas implementadas em direção à liberalização do mercado financeiro, persistem altos níveis de *spread*, o que significa que há uma grande diferença entre a taxa cobrada dos tomadores de empréstimo e da taxa paga aos depositantes, refletindo um alto custo de intermediação.

Segundo Brock e Suarez (2000), os maiores *spreads* são observados na Colômbia e Argentina, enquanto que no Chile, registra-se o menor. Comparando-se o nível do *spread* na América Latina com países industrializados, fica evidente que nos países latino-americanos o *spread* é bem mais alto, chegando, em alguns casos, a ser até três vezes maior.

A conclusão a que os autores chegam, é que, para a Bolívia, o *spread* seria explicado mais por fatores microeconômicos; na Colômbia e no Chile tanto por fatores macroeconômicos quanto micro e na Argentina e Peru por nem um dos dois. Além disso, da mesma forma que em países desenvolvidos, altos *spreads* estariam associados ao aumento do custo administrativo ou operacional dos bancos. Altos *spreads* tornam difícil a tomada de novos empréstimos o que, por sua vez, pode inibir o investimento por parte de empresas.

Para o caso brasileiro, destaca-se o trabalho de Oreiro (2004), que procura mostrar que, no Brasil, as variáveis macroeconômicas são os principais determinantes dos altos *spreads* cobrados pelos bancos. Neste estudo, os autores adotam a mesma definição do Banco Central para o *spread*, onde este é dado pela diferença entre a taxa de empréstimos e a taxa de captação do CDB (certificado de depósito bancário). Utilizando um modelo VAR (vetor autorregressivo), os autores buscam determinar qual é o impacto sobre o *spread* de variáveis como a inflação (medida pela variação percentual do IPCA), a taxa de juros básica SELIC, a instabilidade do mercado financeiro (medida pela volatilidade da taxa SELIC) e o crescimento do produto industrial. O período de análise é de 1994 a 2003, tendo os dados periodicidade mensal. Foram aplicados testes de cointegração entre as variáveis anteriormente citadas e o *spread*, onde foi possível constatar que apenas a taxa SELIC apresenta uma relação de longo prazo com o *spread*. O teste de causalidade apontou para a existência de causalidade no sentido de Granger, da volatilidade da taxa SELIC e da variação do produto industrial na

direção do *spread*. A análise da função resposta do impulso mostra que o *spread* é influenciado positivamente por choques na volatilidade da SELIC, pela variação do produto industrial e, apesar do pequeno impacto, pela inflação. O estudo apresenta evidências de que a elevada volatilidade da taxa de juros no país, é um dos principais determinantes macroeconômicos dos elevados *spreads*. É destacado o fato de que, apesar da estabilidade econômica apresentada pelo Brasil após o lançamento do Plano Real (principalmente em termos da inflação), o *spread* não se reduziu e os empréstimos com relação ao PIB não aumentaram. Uma das hipóteses que poderiam explicar os elevados *spreads* cobrados no Brasil, segundo os autores, é o aumento da concentração bancária observada no período, refletindo-se em baixa competitividade e falta de incentivos para que fosse aumentada a eficiência operacional do setor bancário.

De acordo com Oreiro (2004), a baixa concorrência do setor bancário pode conduzir a elevados *spreads*; ou ainda, altos *spreads* podem estar associados ao *crowding out* do governo no mercado de títulos em função de sua elevada dívida, alto nível de compulsório e pela alta tributação. Além disso, é ressaltado que no Brasil, de acordo com uma decomposição contábil, os fatores mais importantes na formação do *spread* são a margem líquida de juros dos bancos, os impostos indiretos e as despesas administrativas.

Corroborando a hipótese levantada por Oreiro (2004), de que a baixa concorrência do setor bancário brasileiro poderia explicar o elevado *spread* deste país, Belaisch (2003), propõe avaliar o impacto da estrutura de mercado sobre a magnitude do *spread*⁹. Utilizando um painel de dados, a autora encontrou evidências da presença de uma estrutura de mercado não competitiva, caracterizada por estrutura oligopolista, fato este que poderia explicar porque a intermediação financeira no Brasil é tão restrita e custosa. Apesar do sistema bancário brasileiro ser o maior da América Latina, o volume de crédito ofertado por este sistema é muito pequeno, o que reforça a idéia de ineficiência do setor. Outro importante dado que reforça a hipótese de concentração do setor apontado por Belaisch (2003), é o fato de que apenas dez bancos, no Brasil, detêm 70% dos depósitos e 75% dos empréstimos realizados.

Segundo Belaisch (2003), o processo de desinflação após o Plano Real fez com que uma das grandes fontes de lucro dos bancos se extinguisse. Para compensar esta perda os bancos passaram a dar mais importância para a sua margem de lucro embutida no *spread*. Belaisch (2003), ressalta que mesmo com a redução da inflação após a implantação do plano real, o que significou uma maior estabilização macroeconômica para o país, pode-se observar

⁹ Um outro estudo sobre a concorrência do setor bancário brasileiro é Nakane (2003).

que persiste uma grande ineficiência no setor bancário, caracterizada pelos altos índices de inadimplência.

Além dos fatores até aqui citados, Belaisch (2003), afirma que fatores legais como o alto nível de exigência de depósitos compulsórios têm influenciado negativamente a eficiência da intermediação financeira por parte dos bancos, o que, por sua vez, reflete-se em uma alta do *spread* cobrado.

Utilizando o conceito de margem líquida de intermediação bancária, um dos principais elementos que compõe o *spread*, Saunders e Schumacher (2000), estudaram quais os determinantes desta margem de intermediação com base em um painel de dados contendo seis países europeus (Alemanha, Espanha, Grã-Bretanha, França, Itália e Suíça) e os Estados Unidos, durante o período de 1988-1995, para uma amostra de 614 bancos. Os autores também aplicaram a abordagem dos dois passos proposta por Ho e Saunders (1981), para identificar separadamente qual o impacto de variáveis microeconômicas e macroeconômicas sobre a margem de intermediação bancária. As principais conclusões alcançadas por Saunders e Schumacher (2000) são de que o pagamento implícito de juros tem o maior impacto sobre o *spread*. Além disso, o requerimento de reservas compulsórias mais elevado e a fixação de restrições quanto à cobrança de juros sobre os depósitos, também conduziriam a uma maior margem de intermediação bancária e, logo, a níveis maiores do *spread* bancário. A estrutura do setor bancário apresenta pequena influência sobre o *spread*, enquanto que a volatilidade da taxa básica de juros é positivamente associada a este. Tanto Saunders e Schumacher (2001), quanto Brock e Suarez (2000), apresentam evidências de que a incerteza no ambiente macroeconômico que envolve os bancos, é uma importante causa dos elevados *spreads*. A volatilidade da taxa de juros é um reflexo direto da estabilidade macroeconômica de um país. Quanto mais instável for a taxa de juros básica, ou outra variável macroeconômica (como a taxa de câmbio, por exemplo), mais instável tende a ser o *spread* bancário na economia como um todo. A volatilidade dos juros pode ser considerada uma proxy para a estabilidade macroeconômica de um país: uma elevada volatilidade dos juros, em geral, deve se traduzir em alguma medida, em uma alta instabilidade macroeconômica e, logo, em uma instabilidade no nível de produção.

Mais recentemente, aplicado também a países europeus, destaca-se o trabalho de Maudos e Guevara (2004). Neste texto os autores analisam os fatores que explicam a taxa de intermediação do setor bancário na União Européia, mais especificamente para Alemanha, França, Reino Unido, Itália e Espanha. A metodologia utilizada também é a sugerida por Ho e

Saunders (1981), utilizando um painel de dados em nível de instituições bancárias que resultaram em 15.888 observações. Além de variáveis tradicionais que afetam o *spread*, os autores também utilizaram o índice de Lerner para poder de mercado, para que fosse considerado, desta forma, o grau de competição do setor. Utilizando a técnica de dados em painel e considerando um modelo com efeitos fixos, os principais resultados mostram que, de fato, quanto mais concentrado é o setor, ou seja, quanto menor é a competição dentro dele, maior tende a ser a margem de intermediação bancária, sendo o aumento da competição do setor, de fato, uma das principais explicações para a recente diminuição da margem dos bancos nos últimos anos na União Européia¹⁰. Além disso, a taxa de juros básica e, sobretudo a sua volatilidade, que assim como nos trabalhos mencionados anteriormente serve como uma proxy para a instabilidade macroeconômica, o risco de crédito e o custo de oportunidade de se reter reservas excedentes, possuem significativo impacto sobre o *spread* bancário.

3.2 Dados e evidência preliminar

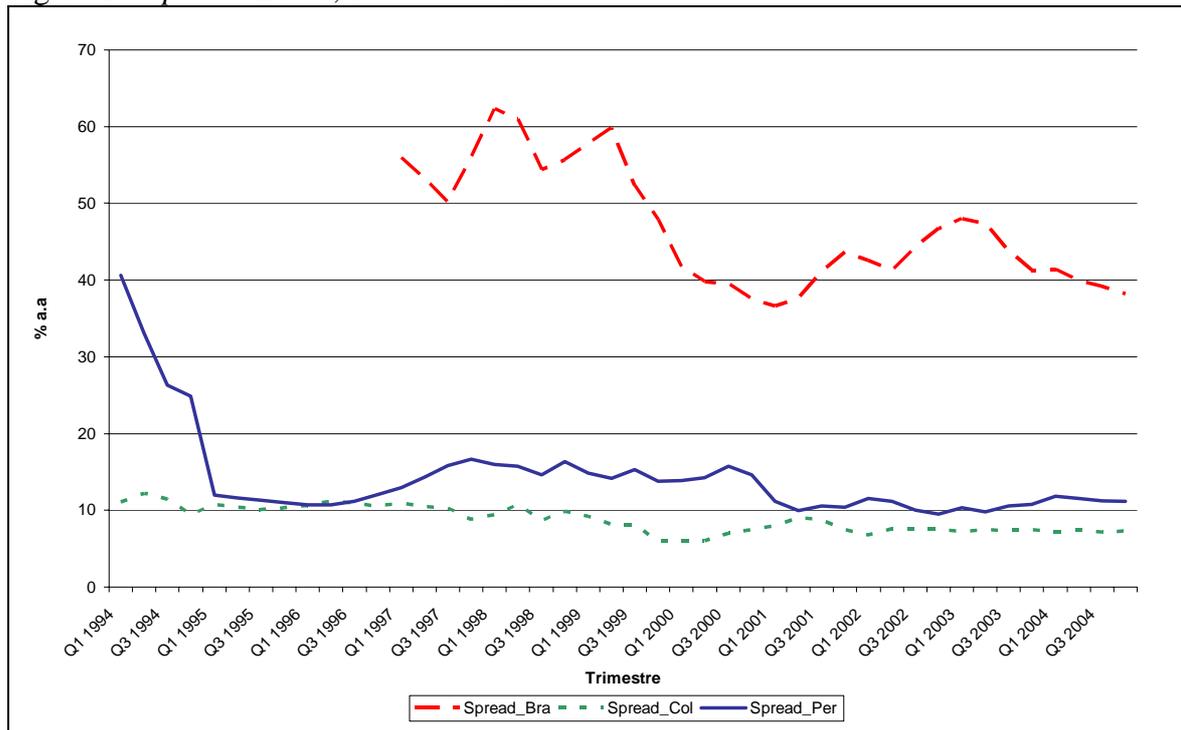
Esta seção tem o objetivo de fazer uma análise preliminar dos dados em estudos ao longo dos anos de 1995 a 2004, para que, em seguida, seja feita a análise econométrica.

Os resultados reportados nesta seção referem-se à trajetória do *spread* bancário ao longo do tempo. Sendo o *spread* definido como a diferença entre a taxa média de empréstimo exigida pelos bancos e a taxa média de captação por estes praticadas. Os dados foram coletados a partir do site do *International Finance Statistic* – IFS, mantido pelo Fundo Monetário Internacional – FMI. A amostra é constituída por seis países latino-americanos (Brasil, Argentina, Chile, Colômbia, México e Peru). A periodicidade dos dados é trimestral, iniciando-se no primeiro trimestre de 1995 e terminando no quarto trimestre de 2004.

A figura 1 a seguir, apresenta a evolução do *spread* para três países da amostra, Brasil, Colômbia e Peru. Primeiramente, ressalta-se que devido à falta de dados para o caso brasileiro a análise deste será feita entre os anos de 1997 e 2004.

O fato mais importante a ser destacado nesta primeira figura é a grande diferença que existe entre o *spread* brasileiro e o dos demais países. Conforme dados apresentados na tabela 1 a seguir, para o período em questão, a média do *spread* no Brasil ficou ao redor de 46%, muito acima das médias da Colômbia e do Peru que se situaram em torno de 8,5% e 12,5%, respectivamente.

¹⁰ Sobre a concorrência do setor bancário na União Européia veja Corvoiser e Gropp (2002), De Bandt e Davis (2000), Bikker e Haaf (2002).

Figura 1 – *Spread*: Brasil, Peru e Colômbia

Fonte: Com base em dados do International Finance Statistic - IFS¹¹

Alguns outros pontos merecem destaque quanto aos dados presentes na figura 1, além da grande diferença apresentada pelo Brasil. Um deles é tendência geral de queda do *spread* presente nas três séries. Uma das possíveis explicações para esta tendência de queda é o processo de liberalização do mercado financeiro Latino-americano ao longo da última década. Este processo de abertura e desregulamentação do mercado financeiro resultou em processos de arbitragem que aproximaram as taxas de juros locais, às taxas de juros internacionais e também em níveis mais elevados de concorrência bancária, causados pelo acesso de bancos internacionais aos mercados domésticos.

Como pode ser observado, a crise Asiática em 1997 e a crise Russa em 1998 apresentam efeitos visíveis sobre o *spread* bancário, principalmente para o caso Brasileiro. Pode-se mencionar ainda que até o ano de 1999, as condições macroeconômicas no Brasil, exigiam que fossem praticadas altas taxas de juros, que por sua vez, conduziam em certa medida a níveis mais altos de *spread*. Isto ocorre porque, em geral, dado um aumento da taxa básica de juros, a taxa de juros de empréstimo tende a crescer mais do que a taxa de captação. Estas altas taxas de juros que tinham como principal objetivo evitar a fuga de capitais estrangeiros do país, estão em boa medida associadas às crises financeiras externas conforme mencionado anteriormente, com destaque para as crises do México, Rússia, Ásia e Argentina.

¹¹ Disponível em: <http://www.imfststatistics.org>

Até o terceiro trimestre de 1999, a taxa de básica juros na economia brasileira situava-se em torno de 33% a.a., passando a uma média de 18% a.a. no período restante.

“A taxa de juros no Brasil tem um comportamento bem definido, ou seja, alterações da taxa básica de juros deslocam todo o espectro de taxas para o tomador final, mantendo a estrutura de degraus do custo das diversas operações de empréstimos...”
(Banco Central, 1999).

Em meados de 1999, entra em vigor no Brasil o regime de metas de inflação, passando a política monetária a ter um único foco: a estabilidade dos preços na economia. A partir disso, os juros elevados deixaram de ser a única estratégia para resolver problemas de balanço de pagamentos, uma vez que a flutuação da taxa de câmbio permite também tal ajuste. Como resultado desse processo de alteração do regime de política monetária e cambial no país, pode ser observada uma significativa redução do *spread* bancário brasileiro, que entre o primeiro trimestre de 1995 e o terceiro trimestre de 1999 cai de 56% a.a.(média) para 40% a.a. (média). Outro fator que também pode ter colaborado para a redução do *spread* bancário no Brasil foi a adoção, a partir do ano de 1998, de um programa de estabilidade fiscal que, em última instância, buscou a redução do déficit fiscal brasileiro.

Estudos do Banco Central do Brasil¹² afirmam que, até 1999, o fator que mais contribuiu para a elevação do *spread* foi o alto nível de inadimplência a que o setor bancário está sujeito. Além disso, as altas margens de lucros praticadas pelos bancos, bem como as elevadas despesas administrativas do setor, também impulsionaram o *spread*. Sobre este último aspecto, é argumentado que mesmo que aumente a eficiência do sistema bancário brasileiro, e que ocorra um aumento da alavancagem das operações de crédito, o *spread* ainda sofrerá grande impacto das despesas administrativas, pois existe um alto custo fixo administrativo, no que se refere ao funcionamento dos bancos. No que diz respeito à reduzida alavancagem nas operações de crédito do setor bancário nacional, pode-se dizer que esta se configura como uma forma que os bancos possuem de se proteger num ambiente econômico incerto, pois um aumento inesperado da inadimplência, não afeta um banco com reduzido volume de empréstimo mas, em caso contrário, pode ter um efeito desastroso para um banco excessivamente alavancado.

Com relação ao *spread* na Colômbia, percebe-se que este é bem inferior ao *spread* brasileiro. Durante o período 1995-1999, a média do *spread*, neste país, ficou em torno dos 10% a.a., sendo que no período 1999-2004 esta média reduz-se para a casa dos 7,5% ao ano.

¹² Veja Banco Central do Brasil (1999), (2000), (2001) e (2002).

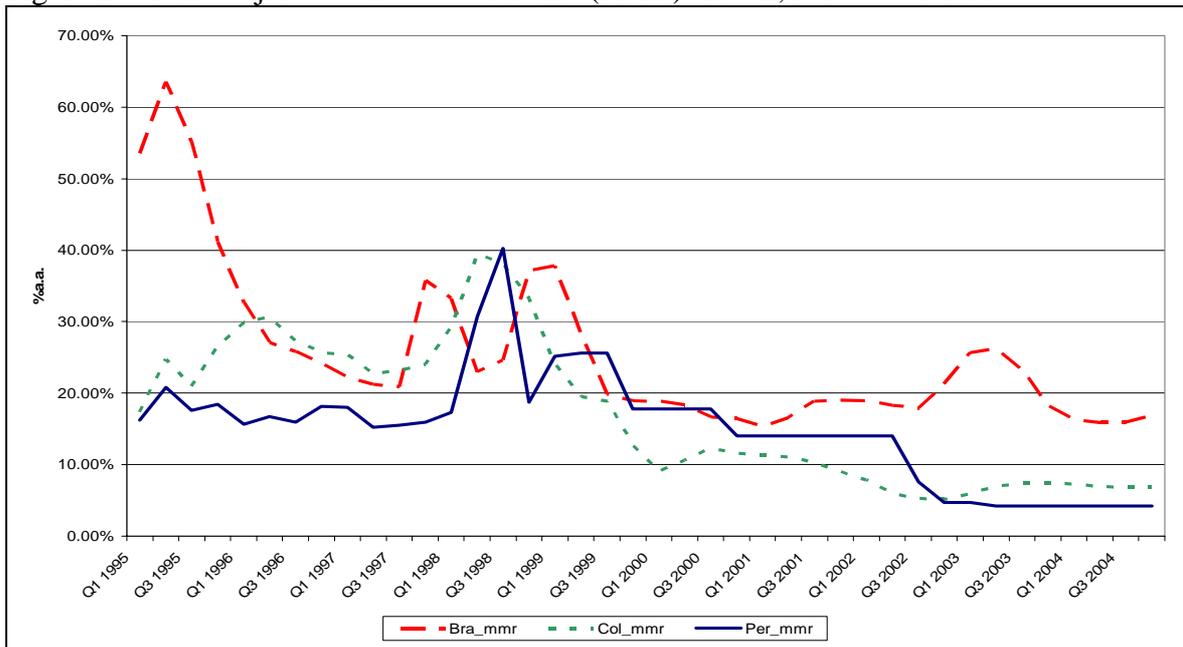
Atribui-se este fato ao significativo processo de estabilização da economia colombiana neste período, uma vez que para os mesmos intervalos de tempo anteriormente citados, o país apresenta uma redução da taxa de inflação de 18% a.a. para 7,4% a.a., bem como uma queda da taxa de juros básica da economia de 26% a.a. para 8,5% a.a.

Barajas, Steiner e Salazar (1999), afirmam que na década de 1990, a economia colombiana apresentou uma grande redução do *spread* bancário, quando comparada às décadas anteriores. Segundo os autores, isto, é fruto de uma ambiciosa reforma financeira iniciada em 1990 que, sobretudo, promoveu a redução da carga tributária sobre o setor bancário, além de eliminar o controle sobre o crédito e facilitar o mecanismo de requerimento de reservas compulsórias. Somado a isso, está o fato do sistema financeiro colombiano ter apresentado um expressivo crescimento nas últimas décadas. Através de estimações econométricas, os autores concluem que o sistema bancário colombiano apresentava uma estrutura de mercado não competitiva, mas que a partir da década de 90, passou a ser significativamente mais competitiva. Além disso, a economia Colombiana apresentou um grande crescimento nos últimos anos. Dados do Latin Focus¹³ mostram que, o crescimento real anual desta economia em 1998, foi de apenas 0,6%, passando no ano de 2003 a 6,5%. Em termos nominais o crescimento do PIB colombiano entre 1995 e 1999 situou-se em média em 1,5% a.a., enquanto que entre 1999 e 2004, este crescimento foi em média de 2,65%.

O caso peruano é um reflexo das reformas financeiras iniciadas naquele país na década de 90 “... *la reforma financiera iniciada por el gobierno del presidente Fujimori en 1990 fue, muy probablemente una de las más radicales – sino la más radical – de las reformas financieras llevadas a cabo en América Latina en los últimos años.*” (BID, maio de 1998). Há destaque para a abertura ao investimento estrangeiro, a renegociação da dívida externa com os bancos credores e o Clube de Paris, a abertura e a liberalização comercial e financeira. Como pode ser observado nas figuras 2 e 3 a seguir, o Peru apresentou uma significativa redução da inflação bem como da sua taxa de juros básica. A inflação que entre 1995 e 1999 ficou em média em torno de 8,5% a.a. caindo entre 1999 e 2004 para 2,5% a.a. em média. A taxa de juros básica peruana entre 1995 e 1999 estava em torno de 20,5% a.a. passando para 10,2% a.a. em média entre 1999-2004. Dados do Latin Focus mostram que, em termos reais, a economia peruana saiu de crescimento do PIB negativo de 0,7% a.a. em 1998 para um crescimento positivo de 3,8% a.a. em 2003. Todos estes dados só visam a contribuir para a redução do *spread* bancário no Peru, principalmente após o ano de 1999.

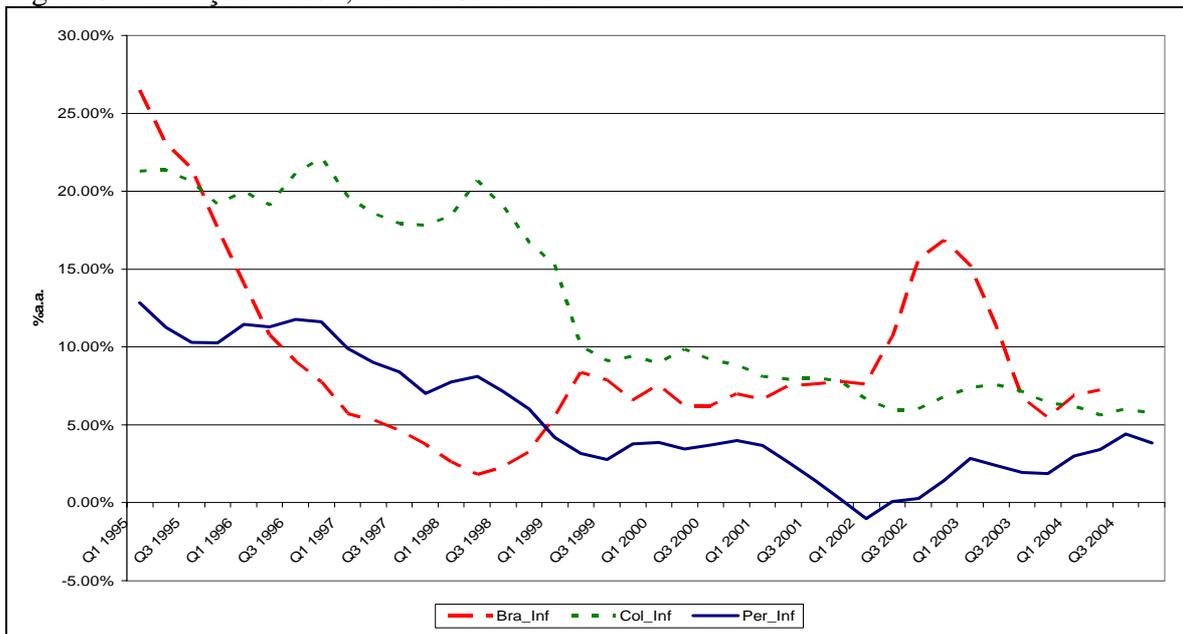
¹³ Disponível em: <http://www.latinfocus.com>

Figura 2 – Taxa de juros básica da economia (*MMR*): Brasil, Peru e Colômbia



Fonte: Com base em dados do Internation Finance Statistic - IFS

Figura 3 – Inflação: Brasil, Peru e Colômbia



Fonte: Com base em dados do Internation Finance Statistic - IFS

A figura 4 apresenta a evolução do *spread* para os demais países da amostra, Argentina, Chile e México. São evidentes os efeitos das crises econômicas domésticas, sobre o *spread* bancário do México (em 1995) e Argentina (entre 2001 e 2003). No segundo trimestre de 1995, o México chegou a atingir um *spread* superior aos 30% ao ano, mas reverteu esta situação e ao final de 2004, registrava um *spread* que ficou pouco acima dos 5% ao ano.

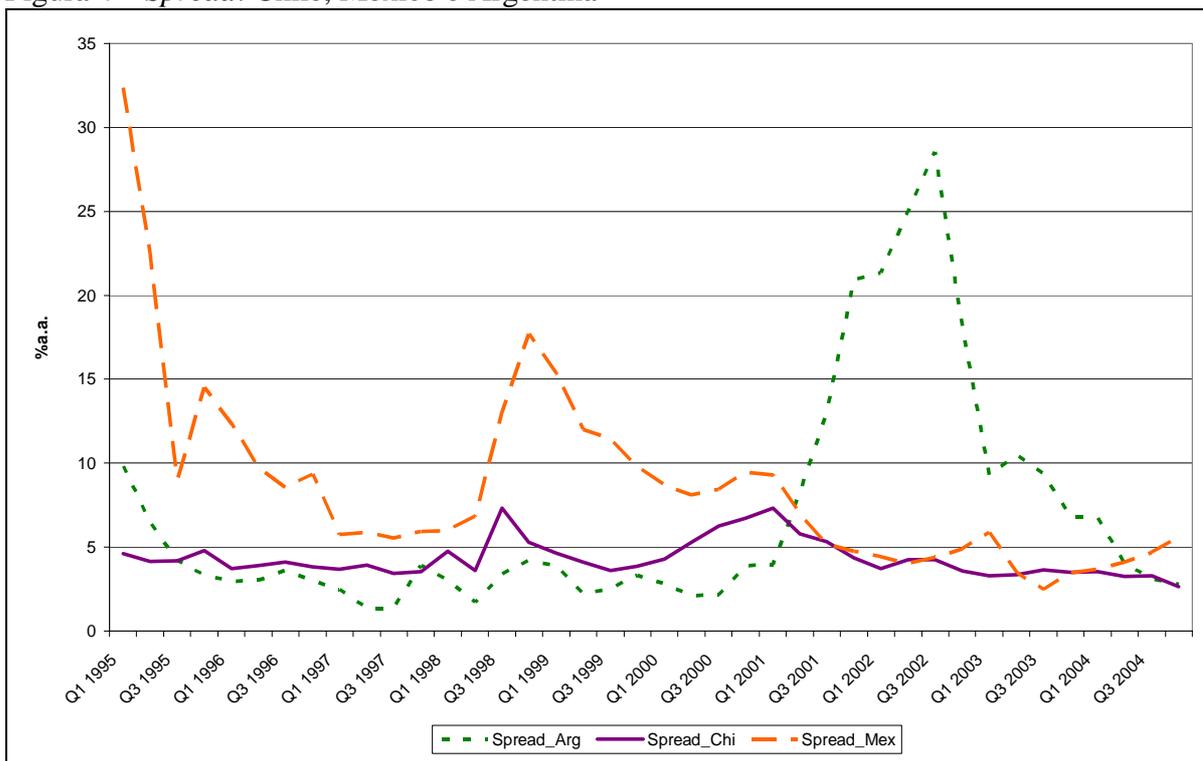
A Argentina, até o ano de 2001, era o país da América Latina que possuía o menor *spread*. No entanto, a partir deste ano a crise política à qual o país esteve submetido fez com que o seu *spread* atingisse a marca dos 25% ao ano. Em relação aos demais países da amostra, a Argentina foi o único país que após o ano de 1999, apresentou uma elevação do *spread*. No período compreendido entre 1995 e 1999, o *spread* médio cobrado no sistema bancário argentino situou-se, em média em 3,5% a.a., no entanto, para o período de 1999-2004 o *spread* médio ficou em torno dos 9,5% a.a. Acrescenta-se que, apesar da elevada média do *spread* bancário entre 1999 e 2004 na Argentina, a partir do segundo semestre de 2003 este apresentou uma significativa redução, registrando no último trimestre de 2004 um *spread* de 2,78% a.a.

Com relação ao México, observa-se que a crise financeira pela qual o país passou, fica muito evidenciada, principalmente no início de 1995, com o *spread* superando a marca dos 32% a.a. A crise do México caracterizou-se como um caso de ataque especulativo, causada por um acesso de pessimismo nas expectativas dos investidores internacionais. Esta crise foi gerada, principalmente, pela imensa fuga de capitais ocorrida naquele país, seguida de uma grande desvalorização cambial. A desvalorização cambial ocorrida no México provocou uma redução da relação entre exportações totais e PIB de 19,5% para 14% e elevação da taxa de importação e PIB de 13% para aproximadamente 20%, no período entre 1987 e 1994. Neste mesmo período, a balança comercial passou de um superávit de 6% para registrar déficit de 5% (Sólis, 1996).

Outros fatores contribuíram para a deflagração da crise Mexicana. Dentre eles: a abertura comercial, que facilitou a importação de mercadorias, colocando em dificuldades alguns setores da economia; a excessiva proteção aos bancos de varejos, que resultaram na manutenção de elevadas taxas de juros para os usuários; os frágeis mecanismos de fiscalização bancária, que levaram à falência alguns bancos comerciais; as elevadas taxas de juros no mercado primário, com objetivo de atrair capital e a volatilidade dos capitais governamentais, o que contribuiu para aumentar a desconfiança dos investidores internacionais (Sólis, 1996).

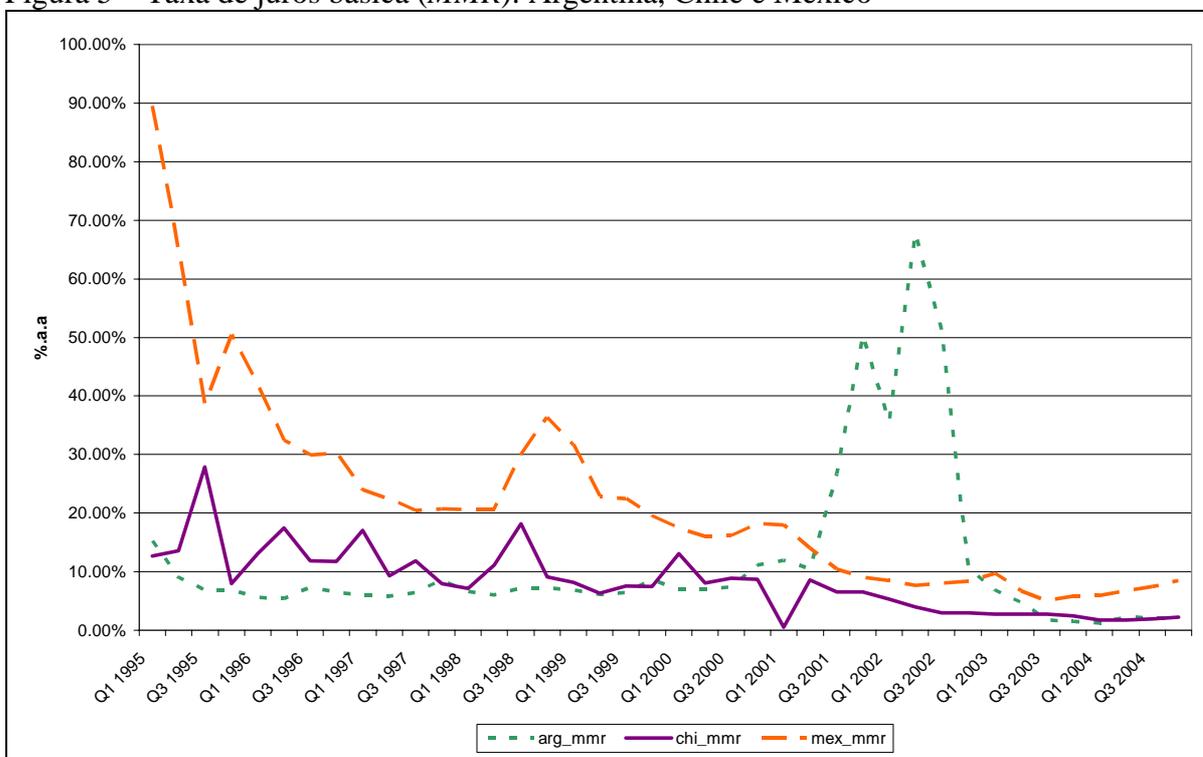
No Chile, em nenhum dos anos analisados, o *spread* bancário superou a marca dos 5% a.a. Este país é o único da América Latina com *spread* bancário comparável ao dos países desenvolvidos, o que pode ser associado ao fato de deter a mais baixa taxa de inflação da região (média de 4,32% a.a. entre 1995 e 2004).

Figura 4 – Spread: Chile, México e Argentina



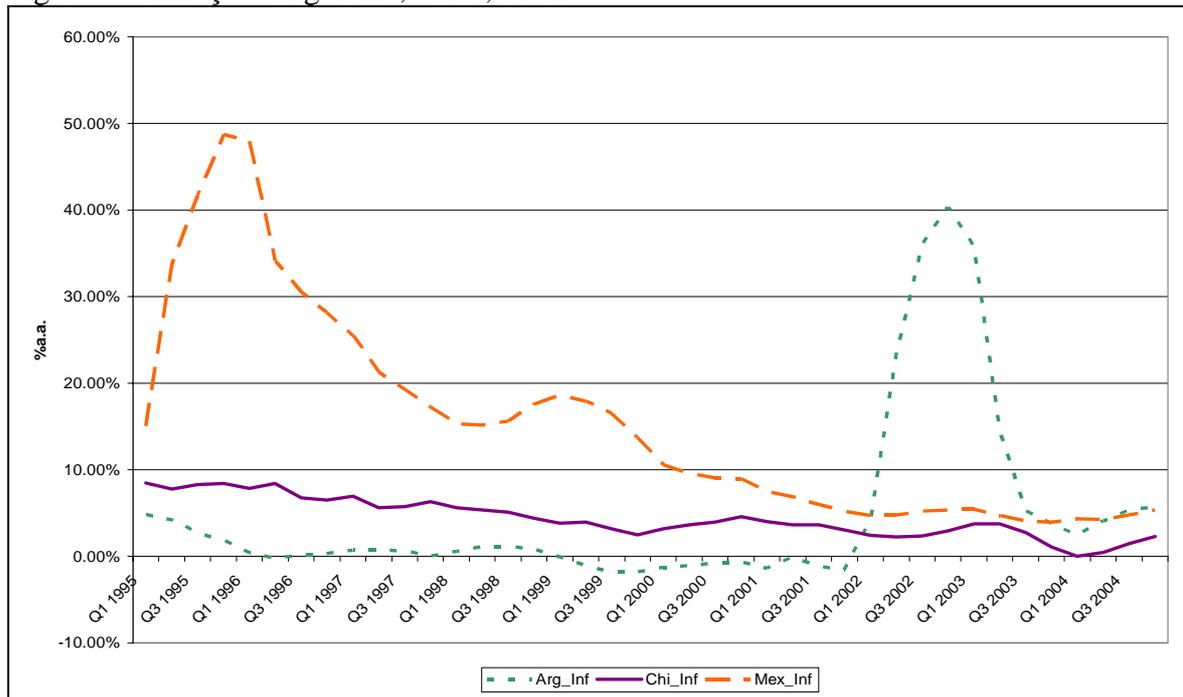
Fonte: Com base em dados do International Finance Statistic – IFS

Figura 5 – Taxa de juros básica (MMR): Argentina, Chile e México



Fonte: Com base em dados do International Finance Statistic - IFS

Figura 6 – Inflação: Argentina, Chile, México



Fonte: Com base em dados do International Finance Statistic - IFS

As figuras 5 e 6 fornecem informações sobre as taxas básicas de juros e as taxas de inflação na Argentina, Chile e México. De modo geral, tanto a inflação como a taxa de juros básica destas economias, reduziram-se expressivamente nos últimos 10 anos, com exceção dos aumentos ocorridos na Argentina entre os anos de 2002 e 2004.¹⁴

A tabela 1 apresenta um resumo dos valores médios do *spread* por país e por período de análise. Pode-se dizer que o Chile é o país latino-americano com o menor *spread*, seguido por Argentina, Colômbia, México. Por outro lado, o Brasil detém o *spread* mais elevado da região. Os dados da tabela 1 também permitem que se faça uma comparação entre os países latino-americanos e alguns países desenvolvidos. Comparado com os Estados Unidos o *spread* brasileiro chega a ser dezesseis vezes maior; enquanto que o Chile possui níveis comparáveis aos destas economias desenvolvidas.

A análise dos dados desta seção confirma que, mesmo com o visível processo de estabilização econômica à qual todos os países estudados estiveram sujeitos, apesar das crises ocorridas em alguns deles, bem como o aumento da concorrência do setor bancário devido à globalização financeira, que permite que um investidor possa colocar seus recursos no exterior com a mesma facilidade que o faz no mercado nacional, não houve de fato uma redução do *spread* bancário na América Latina. A convergência esperada para os níveis

¹⁴ Em anexo, encontra-se uma tabela com as médias da inflação, taxa de juros básica e demais variáveis utilizadas neste trabalho, para cada um dos países selecionados, entre os anos de 1995 e 2004.

internacionais das taxas de juros básicas e, conseqüentemente, do *spread* não ocorreu na América Latina.

Apesar das condições favoráveis, não houve, portanto, uma redução do *spread* bancário na América, na medida em que era esperada. Tendo isso em mente, passa-se à próxima seção deste trabalho buscando-se estimar os determinantes macroeconômicos do *spread* bancário.

Tabela 1 – *Spread* Bancário na América Latina por países selecionados e sub-períodos

País	<i>Spread</i> 1995-1/1999-3	<i>Spread</i> 1999-4/2004-4	<i>Spread</i> 1995/2004
Argentina	3.497	9.051	6.34
Brasil	56.241	41.877	46.81
Chile	4.276	4.363	4.32
Colômbia	9.970	7.328	8.58
México	11.784	5.802	8.64
Peru	13.542	11.609	12.52
Alemanha	6.66	6.69	6.67
França	3.28	3.98	3.64
UK	2.85	-	2.79
USA	2.86	2.89	2.89

Fonte: Com base em dados do International Finance Statistic - IFS

3.3 Resultados do Modelo Econométrico

Antes de se proceder à análise econométrica, é importante que se faça uma descrição sobre a metodologia de dados em painel. Para tanto, apresenta-se a seguinte sub-seção.

3.3.1 Uma descrição do modelo painel

O método econométrico escolhido para a realização deste trabalho foi a de análise de dados em painel. Este tipo de análise difere, basicamente, de outras técnicas econométricas, pois busca estimar os efeitos de um vetor de variáveis X_i sobre um outro vetor de variáveis Y_i para um conjunto de indivíduos ao longo de vários períodos de tempo. Em outras palavras, um modelo de dados em painel, é aquele que é formado por um conjunto de observações (variáveis independentes e dependentes) para vários indivíduos (neste caso, países), ao longo de diversos períodos de tempo (aqui trimestres). Como pode ser visto, um estudo de dados em painel configura-se como uma mescla de dados em série temporal e dados em corte transversal (*cross-section*).

Em uma forma generalizada, um modelo de dados em painel poderia ser expresso mediante a equação 3.1:

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \sum \beta_{kit} X_{kit} + u_{it} \quad (3.1)$$

onde o sub-índice t corresponde às T observações ao longo do tempo, o sub-índice i por sua vez, corresponde aos N indivíduos e o sub-índice k corresponde aos diversos elementos do vetor de variáveis explicativas do modelo. Assim, o total de observações da amostra é composto por $N \times T$ observações. Quando todas as observações estiverem disponíveis em todos os intervalos de tempo para os vários indivíduos, classificar-se-á este painel de dados como balanceado, do contrário, o painel será considerado desbalanceado.

Uma das vantagens do uso de dados em painel particularmente comparado com o método de séries temporais, é a redução da multicolinearidade entre as variáveis explanatórias e o aumento da eficiência da estimação econométrica (Baltagi & Raj, 1992).

“The main advantage with having panel data as compared to a single cross-section or series of cross-sections with nonoverlapping observational units is that it allows us to test and relax assumptions that are implicit in cross-sectional analysis.” (Maddala, 1987, p. 303).

Um dos principais objetivos da análise de dados em painel é contornar o viés da variável omitida quando da estimação de uma regressão. O método mais comum da análise de dados em painel é o da regressão com efeitos fixos. Este método contorna o viés da variável omitida, considerando que esta varia entre indivíduos ou entidades, mas não se altera ao longo do tempo. Se uma determinada variável que é diferente entre os indivíduos da amostra for omitida da estimação, mas, no entanto, ter um efeito constante sobre a entidade, dentro do método de regressão com efeitos fixo, essa será absorvida, pois este modelo tem n interceptos diferentes para cada indivíduo, que representam, um conjunto de variáveis que captam as influências de todas as variáveis omitidas que diferem de uma entidade para outra, mas que são constantes ao longo do tempo (Stock e Watson, 2003).

Um modelo de efeitos fixos, ou método de mínimos quadrados com variáveis *dummy* (MQV), irá considerar a heterogeneidade dos indivíduos através de um intercepto constante ao longo do tempo, mas diferente entre os indivíduos, neste caso o modelo generalizado em 3.1 poderia ser reformulado como em 3.2:

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum \beta_{kit} X_{kit} + u_{it} \quad (3.2)$$

Pode-se notar que a diversidade entre o comportamento dos vários indivíduos em estudo, será medida através das diferenças existentes entre os valores assumidos pelo termo constante para

cada um dos indivíduos. Ao ser estimado um modelo de dados em painel com efeitos fixos, serão obtidos tantos interceptos quantos indivíduos estiverem sendo considerados.

Neste trabalho, cada uma das constantes estimadas também podem ser chamadas de *country-dummies*, pois, cada um dos interceptos estimados representará uma variável *dummy* correspondente a um país da amostra. Em termos gerais, a representação para o *i*-ésimo país da amostra poderia ser expressa por 3.3:

$$Y_i = \alpha_i + \beta_i X_i + u_i \quad (3.3)$$

onde:

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \hat{\beta}' \bar{x}_i \quad (3.4)$$

$$\hat{\beta} = W_{xx}^{-1} W_{xy} \quad (3.5)$$

sendo:

$$\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_t x_{it}, \quad \bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_t y_{it}$$

$$W_{xx} = \sum_i \sum_t (x_{it} - \bar{x}_i)^2, \quad W_{xy} = \sum_i \sum_t (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)$$

Além do modelo com efeitos fixos, a análise de dados em painel também pode ser feita através de um modelo com efeitos aleatórios, onde se considera que os efeitos individuais não são independentes entre si, como no caso do modelo de efeitos fixos. Para efeitos aleatórios os α_i são tratados como variáveis aleatórias, sendo independente do termo de erro u_{it} .

Um modelo de efeitos aleatórios poderia ser expresso por 3.6:

$$Y_{it} = (\alpha + e_i) + \beta' X_{it} \quad (3.6)$$

onde o componente e_i representa a perturbação aleatória que permite distinguir o efeito de cada indivíduo no painel.

A escolha entre um modelo que apresenta efeitos fixos e outro modelo que utiliza efeitos aleatórios pode ser feita com base em uma argumentação teórica onde, por determinadas razões impostas pelas variáveis em estudo, opta-se por se utilizar uma ou outra metodologia. Além da argumentação teórica, é possível testar estatisticamente qual das duas

metodologias deve ser utilizada. Breusch e Pagan (1979), desenvolveram um teste LM para testar a heterocedasticidade do termo independente do modelo painel com efeitos fixos, o teste consiste em testar a hipótese nula de que $\sigma_{\alpha}^2 = 0$, isto é, a variância do componente individual é nula. O teste proposto por Breusch e Pagan (1979) pode ser descrito por:

$$S_1 = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \right)^2 \quad (3.7)$$

$$S_2 = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2 \quad (3.8)$$

$$\lambda = \frac{NT}{2(T-1)} \left(\frac{S_1}{S_2} - 1 \right)^2 \quad (3.9)$$

com λ tendo uma distribuição χ^2 com 1 (um) grau de liberdade.

Neste teste, N representa o número de unidades *cross-section*, T representa o número de observações por unidade *cross-section*, quando se tratar de um painel de dados balanceado. Do contrário, quando o estudo for feito com um painel de dados desbalanceado, T será dado pela média do número de observações em cada unidade *cross-section*. O teste é realizado sob as seguintes hipóteses:

$$H_o \rightarrow \sigma_{\alpha}^2 = 0$$

$$H_a \rightarrow \sigma_{\alpha}^2 > 0$$

Não sendo possível rejeitar a hipótese nula em favor da hipótese alternativa, confirma-se então que é recomendado o uso da metodologia de efeitos fixos.

Outro teste para a escolha entre efeitos fixos e efeitos aleatórios sob o mesmo conjunto de hipóteses do teste de Breusch e Pagan (1979) é proposto por Moulton e Randolph (1989), sendo considerado mais adequado, quando se está trabalhando num contexto de painel desbalanceado, o teste consiste em estimar o valor de LM definido como se segue:

$$LM = b(S-1) \quad (3.10)$$

$$S = \frac{\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^{m_i} u_{it} \right)^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{m_i} u_{it}^2} \quad (3.11)$$

$$b = T \left\{ 2 \left[\left(\sum_{i=1}^N m_i^2 \right) - T \right] \right\}^{-1/2} \quad (3.12)$$

Onde N , novamente, representa o número de unidades *cross-section*, T , por sua vez, aqui representa o total de elementos caso o painel fosse balanceado, e m_i são os números de observações para cada um dos indivíduos. Neste teste *LM*, distribui-se de acordo com a estatística *SLM* (Standardized Lagrange Multiplier).

3.3.2 O Modelo proposto e os resultados encontrados

3.3.2.1 Resultados dos testes de diagnósticos:

No trabalho ora apresentado, optou-se por utilizar o modelo de efeitos fixos. Primeiramente, pelo fato do número de unidades *cross-section* ser relativamente pequeno (apenas seis), argumenta-se que, caso o número de unidades *cross-section* seja grande, é mais conveniente a suposição de efeitos aleatórios, tendo em vista que o modelo de efeitos fixos, resulta na perda de graus de liberdade expressivos, conforme aumenta o número de indivíduos na amostra. Tecnicamente, o modelo de efeitos aleatórios exige que o número de unidades *cross-section* seja superior ao número de coeficientes estimados, e para o caso em questão como poderá ser visto no modelo final proposto, há seis unidades *cross-section* e seis variáveis explicativas o que impede o uso de efeitos aleatórios. Outro argumento em favor do uso de efeitos fixos colocado por Maddala (1987, p.304), é “...if we want to make inferences about only this set of cross-section units, then we should treat α_i as fixed.”

Para corroborar o uso da metodologia de efeitos fixos, utiliza-se os teste de diagnósticos propostos por Breusch e Pagan (1979) e de Moulton e Randolph (1989). Para ambos os testes, N será o número de unidades *cross-section* neste caso 6 (seis).

No teste de Breusch e Pagan (1979) T é 31 (trinta e um), valor este dado pela média do número de observações de cada um dos países, tendo em vista que este painel é desbalanceado, o valor do λ calculado neste caso foi de 2,83, valor este inferior ao valor crítico de 3,841 para a estatística χ^2 com 1 (um) grau de liberdade e 95% de significância. Com este resultado, não é possível rejeitar a hipótese nula de que a variância do termo constante seja igual a zero, o que indica que, apesar de ser estimado um coeficiente para cada um dos países da amostra, a chamada *country-dummy*, este possui uma variância que é constante ao longo do tempo o que favorece o uso do modelo de efeitos fixos.

Pelo fato do painel analisado ser desbalanceado, também foi feito o teste de Moulton e Randolph (1989). Para este, o valor de N continua sendo 6 (seis), mas o valor de T passa a ser de 40 (quarenta), sendo este o número de observações que existiriam em cada unidade *cross-section*, caso o painel não fosse desbalanceado. O valor de LM encontrado neste segundo teste foi de -2,11. Este resultado, assim como o encontrado no teste anterior, também não permite a rejeição da hipótese nula de que a variância do termo constante seja nula, o que corrobora o uso do modelo com efeitos fixos.

3.3.2.2 O modelo econométrico proposto:

Com o objetivo de se identificar quais os determinantes macroeconômicos do *spread* na América Latina, foi feita uma análise de regressão com base num painel de dados contendo 186 observações, com periodicidade trimestral entre o primeiro trimestre de 1995 e o último trimestre de 2004. O painel de dados, no presente estudo, é desbalanceado devido à dificuldade de obtenção dos dados necessários para os países da amostra.

O modelo teórico subjacente à análise empírica é, principalmente, aquele desenvolvido por Barajas, Steiner e Salazar (1999). Naquele modelo, observou-se que o *spread* dependeria das taxas de empréstimo e de depósitos, do volume de empréstimos e de depósitos, dos custos da atividade bancária, do nível do requerimento de reservas compulsórias e do poder de mercado do banco. Este resultado dos determinantes do *spread* é corroborado por Brock e Suarez (1999), uma vez que neste estudo também se argumenta que, em termos microeconômicos, os altos custos administrativos e o elevado nível de reservas não emprestáveis são os principais determinantes do *spread* bancário, juntamente com variáveis macroeconômicas como o crescimento do PIB, o déficit do governo, a inflação e a volatilidade das taxas de juros. Assim, o modelo econométrico proposto aqui é o mais

abrangente possível, em termos de variáveis macroeconômicas, relacionadas ao *spread*. Parte-se, portanto, de um modelo mais geral e amplo para um específico, tendo claramente, como restrição a própria base empírica dos seis países latino-americanos selecionados.

Na análise econométrica, foram tratados como variáveis explicativas para o *spread*, a taxa de inflação, medidas pela variação do índice de preço ao consumidor (*CPI-Consumer Price Index*), o crescimento do PIB (*GDP*), o total dos depósitos do setor privado junto aos bancos e o déficit do governo, ambos como proporção do PIB, a taxa básica de juros (*MMR-Money Market Rate*), a volatilidade da taxa básica de juros, sendo esta uma proxy para a estabilidade macroeconômica, além de uma variável *dummy* que procura avaliar os efeitos das mudanças dos regimes cambiais nos países analisados. O modelo ora proposto, pode ser especificado conforme a equação 3.13 a seguir:

$$S_{it} = \beta_{1,i}D_{i,t} + \beta_2S_{it-1} + \beta_3MMR + \beta_4(DEP_{i,t} / GDP_{i,t}) + \beta_5(VAR_GDP_{i,t}) + \beta_6INF_{i,t} + \beta_7(DEF_{i,t} / GDP_{i,t}) + \beta_8Vol_MMR_{i,t} + \beta_9Cam_{i,t} + u_{it} \quad (3.13)$$

onde:

$D_{i,t}$ = *Dummy* para cada um dos países;

S_{it} = *Spread*;

S_{it-1} = *Spread* defasado em um período;

MMR_{it} = Taxa básica de juros na economia;

$DEP_{i,t} / GDP_{i,t}$ = Volume de depósitos como proporção do PIB;

$VAR_GDP_{i,t}$ = Taxa de crescimento do PIB;

$INF_{i,t}$ = Taxa de inflação (Var. % *CPI*);

$DEF_{i,t} / GDP_{i,t}$ = O déficit do governo como proporção do PIB;

$Vol_MMR_{i,t}$ = Volatilidade da taxa de juros do mercado;

$Cam_{i,t}$ = *Dummy* para o regime cambial, assume valor 1 (um) para câmbio fixo e 0 (zero) para câmbio flexível.

O termo $\beta_{1,i}$, representa o que anteriormente denominou-se de *country-dummy*, este é o coeficiente de efeitos fixos para o modelo painel. Neste estudo, ele reflete as condições

estruturais que influenciam o valor do *spread* em cada país e que não estão sendo capturados pelas variáveis incluídas no modelo.

Com relação aos sinais dos coeficientes estimados, é de se esperar que a taxa básica de juros, esteja positivamente relacionada ao *spread*, pois, como mencionado anteriormente, ela passa a ser um limite inferior para o *spread* bancário, e à medida que o governo opta por aumentar a remuneração dos seus títulos, os bancos tendem a repassar este aumento para a sua margem de intermediação financeira o que, por sua vez, elevará o *spread* bancário. Isto ocorre, pois, um aumento da taxa básica de juros leva a um aumento do custo de oportunidade do banco de efetuar empréstimos ao setor privado, tendo em vista a possibilidade de investir em títulos do governo com uma rentabilidade maior e um risco menor. De acordo com a visão do crédito dos mecanismos de transmissão da política monetária, um aumento dos juros, poderia conduzir a uma redução do valor líquido das empresas (dada a redução do valor de suas ações), e com isso estas estariam menos aptas a oferecerem garantias quando da tomada de empréstimos, o que poderia conduzir a problemas de seleção adversa e risco moral, e conseqüentemente de elevações dos *spread*.

Em relação ao volume de depósitos, é de se esperar que estes tenham um efeito negativo sobre o *spread*, pois, a partir do momento em que ocorre um aumento deste volume, os bancos passam a ter mais recursos disponíveis para realizar operações de crédito. Como ocorre um aumento da oferta de empréstimo, o efeito é a redução do custo deste empréstimo e, assim, uma redução do *spread*.

A inflação¹⁵, a princípio, pode ter tanto um efeito positivo, quanto um efeito negativo sobre o *spread*. Se seu efeito for positivo, isso pode significar que os bancos tendem a elevar o *spread* com base na sua expectativa de inflação, evitando, desta forma, possíveis perdas futuras. No entanto, se este coeficiente tiver um sinal negativo, isso pode estar associado ao fato de que a inflação pode ser proveniente de um aumento da oferta monetária como fruto de uma política monetária expansionista que, em última instância, eleva a oferta de crédito na economia, o que confere um menor custo ao processo de intermediação financeira.

O crescimento do PIB também pode, a princípio, ter tanto um efeito negativo, quanto um efeito positivo sobre o *spread*. Se o seu impacto for positivo, pode-se afirmar que com o crescimento da economia eleva a demanda por empréstimos no mercado financeiro. Tendo em vista o objetivo de maximização do lucro por parte dos bancos, este aumento da demanda por

¹⁵ Inflação aqui é medida como a variação percentual do índice de preço ao consumidor de um ano para o outro, por exemplo, utilizou-se como medida da inflação a variação percentual do índice de preço ao consumidor do 1º trimestre de 2004 em relação ao 1º trimestre de 2003.

crédito será acompanhado por uma elevação do mark-up dos bancos, levando a um aumento do *spread*. Ao contrário disso, se o coeficiente estimado for negativo, tem-se o indício de que, com o crescimento econômico, a oferta de crédito tende a crescer mais rápido que sua demanda, havendo uma defasagem intertemporal entre este aumento da demanda por crédito e a fixação de margens mais elevadas pelo banco, o que implica, em um primeiro momento, a redução do *spread*. Da mesma forma que a inflação, o crescimento do PIB é medido pela variação percentual entre o mesmo trimestre em anos subseqüentes.

Assim, como a discussão a respeito da variação do PIB e da inflação sobre o nível de *spread* bancário, os efeitos do déficit do governo sobre o *spread*, também poderão apresentar dois resultados distintos. Espera-se que um aumento do déficit, financiado por uma maior oferta de títulos públicos, possua um efeito positivo sobre o *spread* bancário; tendo em vista que, para que os novos títulos tenham demanda, serão oferecidas taxas de juros mais elevadas. Como os títulos do governo representam uma alternativa do investimento para os bancos, estes passam a exigir um *spread* mais elevado de forma a compensar o custo de oportunidade incorrido, dado o não investimento nos títulos do governo. Neste caso, novamente se recai sobre o problema do efeito *crowding-out*. A outra situação possível, em se tratando dos efeitos do déficit do governo sobre o *spread* bancário, seria observada quando esse fosse financiado pela emissão de moeda por parte do governo. Neste caso, o aumento da oferta monetária geraria um aumento da oferta de crédito da economia, o que conduziria a reduções do *spread* bancário.

Pela discussão anterior, fica evidente que o nível de *spread* bancário estará intimamente relacionado ao grau de liquidez no mercado financeiro. Em situações como o financiamento do déficit do governo através do aumento da oferta monetária, tem-se, portanto, um aumento de liquidez da economia e, com isso, uma redução do *spread*. O mesmo argumento serve para o caso em que o crescimento econômico tem um efeito preponderante sobre o aumento de excedente de renda e poupança que resulta em uma maior liquidez do sistema financeiro, conduzindo a níveis mais baixos do *spread* bancário.

Conforme destacado pela revisão teórica, a volatilidade da taxa de juros básica, é um fator muito importante na determinação do *spread* bancário. Quanto mais volátil é esta taxa, maior é a dificuldade que o banco terá para determinar sua margem de intermediação bancária. Se o ambiente macroeconômico é incerto, espera-se que a taxa de juros básica da economia altere-se período após período e, devido a esta instabilidade, maior será o *spread* que o banco exigirá como forma de se prevenir de oscilações bruscas da taxa de juros da

economia. A volatilidade da taxa de juros pode ser estimada com base no cálculo da sua variância condicional, a partir de um modelo GARCH¹⁶. Na sub-seção a seguir é feita uma breve descrição desta metodologia.

A última variável presente no modelo apresentado é uma variável *dummy* que tem por objetivo captar os efeitos das mudanças dos regimes cambiais nos países selecionados. Esta *dummy* assume valor zero (0) se o regime de câmbio é flexível e assume valor 1 (um) se o regime cambial é fixo. De acordo com a discussão anterior dos efeitos dos regimes cambiais sobre o *spread*, não se pode afirmar, a priori, qual será o sinal admitido pela constante.

Conforme mencionado anteriormente, o uso da técnica de dados em painel permite que seja superado em boa medida o problema da multicolinearidade entre as variáveis do modelo. Além disso, a especificação de 3.13 admite a presença da variável dependente defasada em um período como uma das variáveis explicativas do modelo. Com isso, diminui-se significativamente o problema de autocorrelação, conferindo maior eficiência à estimação.

3.3.2.3 Volatilidade da taxa de juros e modelos ARCH e GARCH¹⁷

Considerando a volatilidade da taxa de juros básica da economia como uma proxy para a estabilidade macroeconômica do sistema financeiro do país, busca-se apresentar a metodologia de cálculo da variância condicional desta taxa, que será utilizada como variável explicativa do *spread*. Em termos matemáticos, um processo AR (auto-regressivo), pode ser descrito por 3.14:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

onde $\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2)$, ou seja é suposto que a variância do erro é constante, a inovação do modelo ARCH, foi justamente supor que esta variância não é constante ao longo do tempo. Segundo Engle (1982), a variância poderia ser descrita por um processo AR(q). Utilizando o quadrado dos erros para ressaltar os choques maiores, a variância poderia ser descrita por 3.15:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + v_t \quad (3.15)$$

¹⁶ ARCH generalizado.

¹⁷ Esta sub-seção está baseada em Enders (1995)

A equação 3.15 descreve um processo ARCH(q) onde $v_t \sim (0, \sigma_v^2)$. Caso pelo menos um dos coeficientes estimados em 3.15 além da constante seja diferente de zero, poderemos afirmar que existe ARCH, do contrário não;

Deve-se ter em mente que o processo ARCH é iterativo, pois as equações da média $\{y_t\}$ e da variância $\{\varepsilon_t\}$, são estimadas simultaneamente, através de técnicas de máxima verossimilhança. A formulação mais utilizada para um ARCH (1) é 3.16.

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2} \quad (3.16)$$

Engle (1982), basicamente supôs que o erro de uma estimação poderia ser descrito por um processo AR, Bollerslev (1986) ampliou a análise de Engle (1982), supondo que os erros poderiam ser descritos por um ARMA (p,q), dado por 3.17:

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t} \quad (3.17)$$

onde $\sigma_v^2 = 1$ e

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (3.18)$$

a equação 3.17 descreve um GARCH (p,q) (isto é, um ARCH generalizado). Um teste simples para analisar a presença de ARCH ou GARCH é o teste LM que consiste em rodar uma regressão na forma de um GARCH (p,q), verificando a significância dos termos associados aos erros defasados.

No âmbito deste trabalho, foi estimado para cada um dos países da amostra um GARCH(1,1) para a série da taxa de juros básica dos países da amostra. Para todos os seis países, pode-se confirmar a presença deste GARCH(1,1)¹⁸. Através desta estimação, obteve-se as séries da variância condicional. A volatilidade da taxa de juros, é dada então, pela raiz quadrada da variância condicional para cada um dos países da amostra. Como foi estimada uma série individual da volatilidade da taxa de juros para cada um dos países da amostra, estas séries foram agrupadas, formando uma série longitudinal dos dados.

¹⁸ Os resultados das estimações dos modelos GARCH(1,1) para cada um dos países em estudos encontram-se em anexo no final deste trabalho. Para todos eles foi confirmada a presença de um GARCH(1,1) para a série da taxa de juros básica. As estimações foram feitas utilizando-se o software Eviews 5.0.

3.3.2.4 Resultados da estimação econométrica

Nesta sub-seção, apresentam-se os resultados das estimações econométricas tendo como base o modelo proposto na equação 3.13. Inicialmente estimou-se o modelo completo, com todas as variáveis listadas no modelo, independente de sua significância estatística (tabela 2). A partir destes resultados, podem-se inferir alguns aspectos a respeito dos determinantes do *spread* bancário na América Latina. Inicialmente, pode ser notado que, de fato, a taxa básica de juros possui um significativo impacto sobre o *spread* bancário. O coeficiente estimado é positivo, como se esperava, e estatisticamente significativo a menos de 1%. Isso confirma o fato de que aumentos da taxa básica de juros da economia estão intimamente relacionados a elevações do *spread* bancário. Este mecanismo, possivelmente, está associado ao efeito *crowding-out*, onde o governo passa a ser um concorrente do setor privado na busca por crédito, fazendo com que a maior parte dos recursos fiquem à disposição do estado ao invés da iniciativa privada.

O crescimento econômico, medido pela variação percentual do PIB, também se mostrou estatisticamente significativo, tendo um efeito positivo sobre o *spread* bancário. Desta forma, fica comprovado que o crescimento econômico leva, preponderantemente a um aumento da demanda por crédito na economia o que – para um dado valor de oferta de recursos para empréstimos – pressiona o *spread* para cima.

Tabela 2 – Modelo completo dos determinantes do *spread* na América Latina

Variáveis	Coefficiente	Desv. Padrão	Estatística T	Prob.
C	2.850344	0.497357	5.730981	0.0000
SPREAD(-1)	0.718958	0.036446	19.72686	0.0000
MMR	0.192528	0.021612	8.908186	0.0000
DEP/GDP	-2.55E-07	9.45E-08	-2.697723	0.0077
VAR_GDP	0.057195	0.029828	1.917475	0.0568
INF	-0.107470	0.026173	-4.106098	0.0001
DEF/GDP	-2.00E-06	5.74E-07	-3.479492	0.0006
VOLAT_MMR	-0.021616	0.027019	-0.800047	0.4248
CAM	-0.505234	0.441517	-1.144315	0.2541
Efeitos Fixos (Cross)				
_ARG—C	-2.431666			
_BRA—C	7.891722			
_CHI—C	-2.553472			
_COL—C	-2.263905			
_MEX—C	0.944559			
_PER—C	-1.768275			
R ²	0.986607			
R2 Ajustado	0.985595			

Fonte: Com auxílio do software Eviews 5.0

A inflação, medida pela variação percentual do índice de preço ao consumidor, além de ser estatisticamente significativa, apresenta um efeito negativo sobre o *spread*. Pode-se atribuir isso ao fato de que este aumento de preços é gerado, principalmente, por aumentos da oferta de moeda que conduzem a uma maior liquidez no mercado financeiro, ampliando a oferta de crédito e reduzindo, assim, o *spread* bancário.

O déficit como proporção do PIB mostra-se também estatisticamente significativa, com efeito negativo sobre o *spread*. Este resultado também corrobora a idéia de que o nível do *spread* bancário está muito associado ao grau de liquidez do sistema financeiro. Neste caso, a prevalência de déficit financiado por emissão de moeda, induz a esta relação inversa entre déficit público e *spread* bancário. Com o objetivo de avaliar tal hipótese, foram levantados os dados referentes à relação dívida (interna) sobre PIB bem como da relação de M1 sobre PIB, reportando-as, a seguir, para cada um dos países estudados na tabela 3.

Tabela 3 – Crescimento média Dívida/PIB e M1/PIB

País	Médias – 1995/2004			
	Var % a.a. Dívida / PIB	Var % a.a. M1 / PIB	Dívida/PIB %	M1/PIB %
Brasil	3,90	2,20	20,00	19,60
Chile	-3,30	1,30	10,40	34,40
México	7,51	7,72	25,00	21,00
Peru	-13,00	12,00	9,48	5,00

Fonte: Com base em dados do IFS e dos Bancos Centrais dos países estudados.

Para o caso da Colômbia, não havia dados disponíveis. Para a Argentina, nem todos os dados necessários na tabela 3 estavam à disposição; no entanto, pode-se confirmar que o volume de financiamento doméstico permaneceu, em média, inalterado, apresentando uma leve redução de 0,4% a.a. entre 1995 e 2004, ao passo que a oferta monetária teria crescido em média 16% a.a. neste mesmo período, fato este que confirma a idéia de maior participação do financiamento através da oferta de moeda. Do exposto acima, e com base nas informações presentes na tabela 3, pode-se afirmar que, com exceção do Brasil, em todos os demais países analisados existe uma tendência de maior crescimento da oferta de moeda comparado ao crescimento da dívida pública. Este fato corrobora o sinal apresentado na estimação anterior para a variável DEF/GDP, ou seja, uma vez que o déficit público tem sido financiado principalmente pelo aumento da oferta de moeda, aumentos do déficit resultaram na expansão da liquidez do mercado financeiro e, conseqüentemente, em redução do *spread*. Assim,

déficits do governo tendem a reduzir o *spread* bancário, quando financiados pelo aumento da oferta monetária, ao invés da emissão de títulos públicos.

Por fim, as duas últimas variáveis explicativas do modelo, não se mostraram significantes. Esperava-se que a volatilidade da taxa de juros apresentasse um efeito positivo e estatisticamente significativo sobre o *spread* bancário, no entanto isto não pode ser confirmado. Isso pode ser resultado do processo de estabilização econômica a que a maioria dos países da América Latina estiveram submetidos nos últimos anos, sobretudo pela ampliação da globalização financeira. Todos os países analisados apresentaram uma significativa redução das taxas de juros básicas, isso se reflete em uma melhora do ambiente macroeconômico interno, o que, por sua vez, reduz o risco associado à atividade de intermediação financeira.

A *dummy* para a mudança do regime cambial não se mostrou estatisticamente significativa o que indica que as alterações dos regimes cambiais na América Latina não apresentaram efeitos estatisticamente relevantes sobre o *spread* bancário. É importante que se ressalte que, no período em estudo, México, e Peru não apresentaram mudanças no regime cambial, enquanto que Brasil, Colômbia e Chile deixaram de praticar o regime de câmbio fixo ou de bandas a partir de 1999, enquanto que a Argentina adotou o regime de câmbio flexível a partir de 2001. No entanto, apesar do coeficiente não ser estatisticamente significativo, percebe-se que possui sinal negativo. Isso poderia indicar que sob regime de câmbio fixo, devido à política monetária austera e o menor risco gerado, tem-se um menor *spread* bancário.

Com relação à análise dos coeficientes de efeitos fixos, conforme previsto, o Brasil apresenta o maior nível de *spread* bancário, devido a fatores estruturais não contemplados pelo modelo. Isso fica comprovado pelo maior valor da *country-dummy* estimado para o Brasil (tabela 2).

Dada a não significância das duas últimas variáveis, estimou-se o mesmo modelo anterior, excluindo-se primeiramente a *dummy* para o regime cambial, o resultado está descrito na tabela 4.

Como pode ser visto ao ser excluída a *dummy* referente à mudança do regime cambial nenhuma mudança significativa é observada, a não ser pela alteração dos valores das constantes de efeitos fixos, onde ainda se confirma que, de fato, o Brasil apresenta o maior *spread* bancário dentro os países estudados.

Tabela 4 – Modelo de determinantes do *spread* na América Latina sem câmbio

Variáveis	Coefficiente	Desv. Padrão	Estatística T	Prob.
C	2.742374	0.488762	5.610861	0.0000
<i>SPREAD</i> (-1)	0.720138	0.036464	19.74948	0.0000
MMR	0.180699	0.018997	9.511877	0.0000
DEP/GDP	-2.33E-07	9.25E-08	-2.513592	0.0129
VAR_GDP	0.058786	0.029823	1.971187	0.0503
INF	-0.105397	0.026134	-4.032951	0.0001
DEF/GDP	-2.01E-06	5.74E-07	-3.499440	0.0006
VOLAT_MMR	-0.016013	0.026595	-0.602100	0.5479
Efeitos Fixos (Cross)				
_ARG--C	-2.627853			
_BRA--C	8.077152			
_CHI--C	-2.869415			
_COL--C	-2.246007			
_MEX--C	0.791834			
_PER--C	-1.538836			
R ²	0.986505			
R2 Ajustado	0.985569			

Fonte: Com auxílio do software Eviews 5.0

Buscando um modelo mais parcimonioso possível, também foi excluída da estimação a variável correspondente à volatilidade da taxa de juros. Sendo assim, chega-se ao modelo final expresso pelos resultados presentes na tabela 5 a seguir.

Tabela 5 – Modelo final dos determinantes do *spread* na América Latina

Variáveis	Coefficiente	Desv. Padrão	Estatística T	Prob.
C	2.818128	0.471425	5.977897	0.0000
<i>SPREAD</i> (-1)	0.711328	0.033338	21.33685	0.0000
MMR	0.180493	0.018959	9.520014	0.0000
DEP/GDP	-2.18E-07	8.91E-08	-2.445580	0.0155
VAR_GDP	0.061951	0.029302	2.114254	0.0359
INF	-0.113462	0.022398	-5.065632	0.0000
DEF/GDP	-1.97E-06	5.69E-07	-3.457584	0.0007
Efeitos Fixos (Cross)				
_ARG--C	-2.734430			
_BRA--C	8.489331			
_CHI--C	-2.974623			
_COL--C	-2.201825			
_MEX--C	0.568117			
_PER--C	-1.543428			
R ²	0.986477			
R2 Ajustado	0.985622			

Fonte: Com auxílio do software Eviews 5.0

A estimação apresentada na tabela 5, configura-se como o modelo final deste trabalho para a avaliação dos determinantes do *spread* bancário em seis países selecionados da América Latina.

Além do próprio *spread* defasado (que capta alguma inércia no movimento desta variável), os determinantes macroeconômicos do *spread* bancário são a taxa básica de juros da economia, o volume de depósitos bancários (base para as operações de crédito dos bancos), o crescimento econômico, a inflação e o déficit do governo. A análise da estimação dos coeficientes de efeitos fixos, permite afirmar que o Brasil é o país latino-americano com maior nível de *spread* bancário (para um dado valor das demais variáveis), enquanto que o Chile tem o menor *spread* da região..

Com relação à especificação deste modelo, é importante ressaltar que, quando comparado com as especificações das tabelas 2 e 4, este obteve os menores valores para os critérios de informação de Akaike e Schwarz.

Além disso, a possível presença de autocorrelação é reduzida devido à presença da variável dependente defasada no modelo. Acrescenta-se que o coeficiente de determinação R^2 mostrou-se elevado, o que corrobora o poder de explicação do modelo.

4 – CONCLUSÕES

O presente trabalho teve como objetivo principal encontrar os principais determinantes macroeconômicos do *spread* bancário na América Latina, no período de 1995-2004, considerando-se uma amostra de seis países, composta por Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru.

Uma avaliação de trabalhos teórico-empíricos sobre o tema, permitiu que os determinantes do *spread* bancário fossem divididos em fatores microeconômicos e macroeconômicos. Dentre os fatores microeconômicos foram destacados os altos custos administrativos e tributários, o padrão de concorrência do setor bancário e o seu grau de concentração, os mecanismos de alocação direta do crédito, o risco associado à atividade de intermediação da firma bancária e a margem de lucro praticada pelos bancos. Com relação aos fatores macroeconômicos, a ênfase maior foi atribuída à própria instabilidade macroeconômica, modelada de acordo com a volatilidade da taxa de juros básica, o próprio nível desta taxa básica, o crescimento econômico, o volume de depósitos bancários, o grau de exigência do depósito compulsório, a existência de um possível efeito *crowding-out* pelo fato de o governo ser um grande demandante de crédito da economia, da inflação e da política cambial.

Em termos teóricos, procedeu-se ao exame e ao detalhamento de modelos de determinação de um nível ótimo de *spread* que, ao mesmo tempo, possuísse fundamentos microeconômicos e que resultassem em apoio para justificar um modelo de determinantes macroeconômicos do *spread*. Partindo do resultado apresentado pelo modelo de Barajas, Steiner e Salazar (1999), foi proposta uma extensão deste, que teve como objetivo avaliar, através da técnica econométrica de dados em painel, os principais determinantes macroeconômicos do *spread* bancário na América Latina.

Procedeu-se, então, a um diagnóstico da situação do *spread* bancário para os países selecionados no período em estudo. Pôde-se observar que, ao longo da última década, todos os países apresentaram uma redução do nível do *spread* bancário. Apesar de a maioria dos países estudados terem experimentado um processo de estabilização econômica (essencialmente pela redução da inflação), onde mesmo economias como as da Argentina e do México que durante o período de análise tiveram momentos turbulentos no cenário político-econômico, também puderam superar tal fase, apresentando redução da inflação e da taxa de juros básica da economia, seguida de crescimento real da economia, não foi possível observar

uma redução do *spread* aos níveis internacionais. De fato, a esperada convergência das taxas de juros básica e, logo, do *spread* na América Latina aos níveis internacionais não foi observada. É importante ressaltar que não apenas em termos do *spread*, mas também em termos de inflação, todos os países analisados apresentaram redução nos últimos dez anos.

Em média, concluiu-se que o Brasil é o país Latino-americano com maior *spread* bancário, ficando em torno dos 46% ao ano, seguido de Peru, México, Colômbia, Argentina, e por fim o Chile com o menor *spread* observado, de 4,32% ao ano.

A análise empírica foi baseada em um modelo de dados em painel com efeitos fixos. O modelo proposto permitiu concluir que, a taxa de juros básica da economia é um importante determinante do *spread* bancário, sendo considerada um limite inferior para o *spread* bancário. Os bancos definem sua margem de lucro e, por conseguinte o *spread* bancário, levando em conta a possibilidade de investirem em títulos do governo ao invés de canalizar recursos para o setor produtivo, sendo assim, quanto mais alta a taxa de juros básica maior será o prêmio exigido pelos bancos para conceder crédito e, logo, maior será o *spread* bancário. Além disso, de acordo com a visão do crédito dos mecanismos de transmissão da política monetária, taxas de juros elevadas tendem a elevar o problema da seleção adversa e do risco moral, pois, reduzem o valor líquido das empresas, dificultando o processo de coaterização das operações de crédito, e elevando com isso o *spread*. O crescimento da economia também afeta, de modo significativo, o *spread* bancário. Maiores taxas de crescimento do PIB tendem a aumentar o *spread* bancário tendo em vista que com a expansão econômica aumenta a demanda por crédito. O volume de depósito como proporção do PIB foi encontrado como sendo inversamente associado ao *spread*. Quanto maior o volume de depósitos, maior a liquidez do sistema bancário, possibilitando o aumento da oferta de crédito e, com isso, a diminuição do *spread*. Tanto a inflação, quanto o déficit do governo, também estão inversamente relacionados ao *spread*. Mais uma vez, a explicação encontra-se na liquidez do sistema bancário. Partindo do ponto de vista de que a inflação é acompanhada por um aumento da oferta de moeda, é de se esperar que ocorra uma diminuição do *spread* bancário. Com relação ao efeito do déficit, pode-se dizer que o efeito negativo sobre o *spread* acontece devido ao fato de que um aumento do déficit público é, no caso em estudo, geralmente financiado por emissão de moeda, que resulta em aumento da liquidez e, com isso, na redução do *spread*.

Os valores estimados para as *country-dummies* no modelo painel, confirmaram a análise descritiva referente à evolução do *spread* nos países estudados. De fato, o coeficiente

da *country-dummy* do Brasil é o mais alto, enquanto que o do Chile é o mais baixo; o que corrobora os resultados encontrados na análise empírica descritiva.

Por fim, é importante que seja reafirmado o importante papel do setor financeiro para o desenvolvimento econômico dos países. Para tanto, deve-se reconhecer que níveis mais baixos de *spread* resultam em taxas de juros mais reduzidas para o setor produtivo da economia. O presente estudo demonstra que as restrições de crédito, que inibem a liquidez do sistema financeiro, são causas fundamentais de um elevado *spread*. Assim, medidas que expandam o volume de recursos à disposição dos bancos para oferecerem financiamentos e empréstimos, são essenciais para a redução de seus *mark-ups*.

A redução da taxa básica de juros também é fator decisivo na redução do *spread*. Não apenas a taxa básica de juros atua como custo de oportunidade dos recursos financeiros emprestáveis pelo sistema financeiro, mas também opera como um indicador de incertezas, tanto de ordem econômica (doméstica e externa) como de natureza política (instabilidade das instituições democráticas). Neste sentido, uma elevação das taxas básicas de juros – fortemente influenciadas por decisões governamentais – reflete, em geral, aumentos de incerteza macroeconômica (em geral levando a fuga de capitais) e políticas.

A pesar da ênfase dada por este estudo aos fatores macroeconômicos na determinação do *spread*, deve-se destacar que outras variáveis, de natureza estrutural e também em nível microeconômico, exercem influência sobre a magnitude do *spread* bancário. Exemplo destas variáveis, no contexto latino-americano, são, de um lado, o grau de concentração e o padrão de concorrência no setor bancário, e de outro, os custos que incidem sobre a intermediação financeira e o grau de inadimplência nas operações de financiamento e empréstimos.

5 - REFERÊNCIAS

- AFANASIEFF, T. S.; LHACER, P. M.; NAKANE, M. I. The determinants of bank interested *spread* in Brazil. In **Anais do XXIX Encontro Nacional da ANPEC**. Salvador, 2001.
- ALLEN, L. The determinants of bank interest margins: a note. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, n.23, 1988.
- ANGBAZO, L. A. Commercial bank net interest margins, default risk, interest-rate risk and off balance sheet banking. **Journal of Banking and Finance**, n.21, p. 5-87, 1987.
- BALTAGI, B. H.; RAJ, B. A survey of recent theoretical developments in the econometrics of Panel Data. **Empirical Economics**, v.17, p. 85-109, 1992.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Juros e Spread Bancário no Brasil**,out. 1999.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Juros e Spread Bancário no Brasil: avaliação de um ano de projeto**, nov. 2000.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Juros e Spread Bancário no Brasil: avaliação de dois anos de projeto**,dez. de 2001.
- BARAJAS, Adolfo; STEINER, Roberto; SALAZAR, Natalia. Interest *spread* in banking in Colombia, 1974-96. **IMF Staff Papers**, v.46, n. 2, p. 196-224, jun.1999.
- BELAISCH, Agnès. Do Brazilian Banks Compete? **IMF Working Papers**, n.03/113, may. 2003.
- BERNANKE, Ben S.; GERTLER Mark. Inside the black box: the credit channel of monetary policy trasmsion. **Economic Perspectives**, vol. 9 n.4, p. 27-48, 1995.
- BIKKER, J. A.; HAAF, K. Competition, concentration and their relationship: an empirical analysis of the banking industry. **Journal of Banking and Finance**, n.26, v. 1, p. 2191-2214, 2002.
- BOLLERSLEV, Tim. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. **Journal of econometrics**, n.31, p. 307-27, 1986.
- BREUSCH, T.; PAGAN, A. R. The Lagrange Multiplier test and its application to model specification in econometrics. **Review of Economic Studies**, v.47, p. 239-253, 1980.
- BROCK, P. L; SUAREZ, L. R. Understanding the behavior of bank *spread* in Latin America. **Journal of Development Economics**, v.63, p. 113-134, 2000.
- CORVOISIER, S.; GROPP, R. Bank concentration and retail interest rates. **Journal of Banking and Finance**, n.26, v. 1, p. 2155-2189, 2002.

DE BANDT, O.; DAVIS, E. P. Competition, contestability and market structure in European banking sectors on the eve of EMU. **Journal of Banking and Finance**, n.24, p. 1045-1066, 2000.

ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. Iowa: John Wiley & Sons, 1995.

ENGLE, Robert F. Autoregressive conditional heterocedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, n. 50, p. 987-1007, jul. 1982.

FREIXAS, Xavier; ROCHET, Jean-Charles. **Microeconomics of Banking**. MIT Press, 1999.

HO, T. S. Y.; SAUNDERS, A. The determinants of bank interested margins: theory and empirical evidence. **Econometrica**, v.37, p. 424-438, 1981.

INTER-AMERICAN DEVELOPMENTE BANK. Determinantes de los *spreads* bancarios: el caso de Chile. **Latin American Research Network / Working Paper R-329**, mar. 1998.

INTER-AMERICAN DEVELOPMENTE BANK. Determinantes de los *spreads* en las tasas de interes bancarias en el Peru. **Latin American Research Network / Working Paper R-330**, mai. 1998.

INTER-AMERICAN DEVELOPMENTE BANK. Determinantes de los *spreads* en las tasas de interes bancarias en Bolivia. **Latin American Research Network / Working Paper R-336**, ago.1998.

KLEIN, M.A. A theory of banking firm. **Journal of Money, Credit and Banking**, vol. 3, n.2, p. 205-218, 1971.

McSHANE, R. W.; SHARPE, I. G. A time series / cross-section analysis of the determinants of Australian trading bank loan / deposit interest margins: 1962-1981. **Journal of Banking and Finance**, n.9, p. 115-136, 1981.

MADDALA, G. S. Recent developments in the econometrics of panel data analysis. **Transportation Research**, v.21, n.4, p. 303-326, 1987.

MADDALA, G. S. **Introdução a Econometria**. São Paulo: LTC, 2004.

MAUDOS, J.; GUEVARA, J. F.. Factors explaining the interested margin in the banking sectors of the European Union. **Journal of Banking and Finance**, v.19, p. 813-832, 2000.

MELTZER ALLAN H. Monetary, credit (and other) transmission processes: a monetarist perspective. **Economic Perspectives**, vol. 9 n.4, p. 49-72, 1995.

MISHKIN, Frederic S. Symposium on the monetary transmission mechanism. **Economic Perspectives**, vol. 9 n.4, p. 3-10, 1995.

MOULTON, B.R.; RANDOLPH W.C. Alternative test of the error components model. **Econometrica**, n.57, p. 685-693, 1989.

- NAKANE, M. I. A test of competition in brazilian banking. **Estudos Econômicos**, n. 32, p. 203-224, 2002.
- NAKANE, M. I. 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, 2003.
- NAKANE, M. I.; COSTA, Ana Carla. Revisitando a metodologia de decomposição do *spread* bancário no Brasil. In **Banco Central do Brasil, Juros e Spread Bancário no Brasil**. Brasília: Banco central do Brasil, 2004.
- OREIRO, J. L. Determinantes Macroeconômicos do *Spread* Bancário no Brasil: teoria e Evidência Recente. Projeto de Pesquisa, **PRONEX/CNPq/FAPERJ**, 2004.
- ROCHA, Fernando A. S. Evolução da concentração bancária no Brasil (1994-2000). **Notas Técnicas do Banco Central**, n.11, 2001.
- SAUNDERS, Anthony ; SCHUMACHER, Liliana. The determinants of bank interest rate margins: an international study. **Journal of International Money and Finance**, n.19, p. 813-832, 2000.
- SOLÍS, Leopoldo. **Crisis Económico-Financeira 1994/1995**. ed. Fondo de Cultura Económica, 1996.
- STOCK, James H.;WATSON Mark. **Econometria**. São Paulo: Person Education, 2004.
- TAYLOR, John B. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. **Economic Perspectives**, vol. 9 n.4, p. 11-26, 1995.
- TONOOKA, Eduardo K.; KOYAMA, Sérgio M. Taxa de juros e concentração bancária no Brasil. **Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil**, n.62, 2003.

ANEXOS

Anexo A – Dados da análise descritiva

Tabela 6 – Estatística Descritiva: *Spread* na América Latina 1994-2004

	Argentina	Brasil	Chile	Colômbia	México	Peru
Média	6.34	46.81	4.32	8.58	8.64	12.52
Mediana	3.89	44.05	4.01	8.16	6.92	11.55
Maximo	28.53	62.34	7.34	11.24	32.34	16.65
Mínimo	1.35	36.64	2.64	5.96	2.46	9.50
Desvio. Padrão	6.21	7.76	1.09	1.57	5.74	2.16
Nº de Obs.	39	32	40	40	40	40

Tabela 7 – Var. % do Índice de preço ao consumidor, M1 e PIB

Chile	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Var % indice de preço ao consumidor	4,7	2,3	4,5	2,6	2,8	1,1
Var % de M1	-8,3	20,2	2,7	16,9	16,5	17,6
Var % GDP real	3,2	-0,8	4,5	3,4	2,2	3,7
Brazil	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Var % indice de preço ao consumidor	1,7	8,9	6,0	7,7	12,5	9,3
Var % de M1	7,1	23,7	18,5	12,6	28,8	1,7
Var % GDP real	0,1	0,8	4,4	1,3	1,9	0,5
Colômbia	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Inflation (CPI, annual var. in %)	16,7	9,2	8,7	7,6	7,0	6,5
Money (annual var. of M1 in %)	-5,4	22,1	30,1	12,1	15,5	15,2
GDP (real ann. %-change)	0,6	-4,2	2,9	1,5	1,9	4,1
México	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Inflation (CPI, annual variation in %)	18,6	12,3	9,0	4,4	5,7	4,0
Money (annual var. of M1a in %)	19,8	26,3	15,7	21,4	12,6	13,5
GDP (real annual %-change)	4,9	3,9	6,4	-0,3	0,9	1,6
Peru	1998	1999	2000	2001	2002	2003
GDP (real annual %-change)	-0,7	0,9	2,9	0,2	4,9	3,8
Inflation (CPI, annual var. in %)	6,0	3,7	3,7	-0,1	1,5	2,5
GDP (annual variation. in %)	-0,7	0,9	2,9	0,2	4,9	3,8

Fonte: Latin-Focus

Tabela 8 – Média geral e por sub-período das variáveis macroeconômicas dos países selecionados.

	Argentina			Brasil			Chile		
	1995/99	1999/2004	1995/2004	1995/99	1999/2004	1995/2004	1995/99	1999/2004	1995/2004
Spread	3.496668947	9.0514775	6.345288718	56.24097273	41.87720952	46.81475313	4.276383158	4.362855714	4.32178125
Inflação	0.899691354	8.133528566	4.69745589	34.25522018	8.719510687	20.8489727	6.231207888	2.740860998	4.398775771
MMR	7.155611579	15.66520286	11.623147	33.02119474	18.76492381	25.5366525	12.10881737	4.856028905	8.301103425
Def/GDP	-0.004333293	-0.002815665	-0.00344801	-0.008870174	-0.004858274	-0.006918439	0.017169301	-	0.017169301
Var_GDP	0.209738612	0.168231045	0.187947139	1.171668598	1.07335181	1.120052284	2.106538304	2.325235166	2.234111474
Var_GDP	2.461930172	0.312696585	1.333582539	3.852228046	-1.221620561	1.048259079	2.331850105	4.136802969	3.516350422

	Colombia			México			Peru		
	1995/99	1999/2004	1995/2004	1995/99	1999/2004	1995/2004	1995/99	1999/2004	1995/2004
Spread	9.969878947	7.328153333	8.582973	11.78367895	5.801744286	8.64316325	13.54179474	11.60908714	12.52712325
Inflação	18.31683723	7.415274935	12.59351702	25.24891109	6.396876622	15.35159299	8.649379321	2.439596751	5.389243472
MMR	26.35894211	8.478201429	16.97155325	34.22402105	10.82927476	21.94177925	20.41041063	10.28714286	15.095695
Def/GDP	-0.038380653	-0.056149072	-0.047709073	-1779.842374	-3092.327129	-2468.89687	-0.015361599	-0.020731874	-0.018180993
Var_GDP	0.74630798	0.757511159	0.752189649	230948.7929	160243.1017	193828.305	0.846307067	0.904793562	0.877012477
Var_GDP	1.541646281	2.651153031	2.124137325	2.801876394	2.697546161	2.747103022	3.657879838	3.399944825	3.522463956

Anexo B – Estimação da volatilidade das taxas de juros básicas

Tabela 9– Volatilidade dos juros no Brasil

Variável Dependente: MMR_BRA				
Método: ML - ARCH				
Amostra Ajustada: 1995Q2 2004Q4				
Convergência alcançada após 10 iterações				
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)				
	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística Z	Prob.
C	6.168485	1.116083	5.526906	0.0000
BRA(-1)	0.713407	0.020039	35.60105	0.0000
Equação da Variância				
C	0.255377	0.125674	2.032060	0.0421
RESID(-1)^2	-0.148832	0.005217	-28.52823	0.0000
GARCH(-1)	1.039040	0.005859	177.3420	0.0000
R-quadrado	0.755563	Média da Var. Dep.		24.81877
R-quadrado ajustado	0.726806	Desv. Padr. da Var. Dep.		10.64183
Som. dos err. da regr.	5.562269	Critério Akaike		5.729300
Som. Quad. Resid.	1051.920	Critério Schwarz		5.942578
Log Veros.	-106.7214	Estatística F		26.27381
Estat. Durbin-Watson	1.195445	Prob. Estatística F		0.000000

Tabela 10 – Volatilidade dos juros na Argentina

Variável Dependente: MMR_ARG				
Método: ML - ARCH				
Amostra ajustada 1995Q2 2004Q4				
Convergência alcançada após 31 iterações				
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)				
	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística Z	Prob.
C	-0.979768	0.694585	-1.410580	0.1584
ARG(-1)	1.283336	0.093633	13.70609	0.0000
Equação da Variância				
C	1.370571	1.144477	1.197553	0.2311
RESID(-1)^2	1.607994	0.599698	2.681339	0.0073
GARCH(-1)	-0.010438	0.074270	-0.140535	0.8882
R-quadrado	0.246851	Média da Var. Dep.		11.53160
R-quadrado ajustado	0.158246	Desv. Padr. da Var. Dep.		14.68803
Som. dos err. da regr.	13.47586	Critério Akaike		5.657228
Som. Quad. Resid.	6174.356	Critério Schwarz		5.870505
Log Veros.	-105.3159	Estatística F		2.785952
Estat. Durbin-Watson	1.810245	Prob. Estatística F		0.041945

Tabela 11 – Volatilidade dos juros no Chile

Variável Dependente: MMR_CHI				
Método: ML - ARCH				
Amostra Ajustada: 1995Q2 2004Q4				
Convergência alcançada após 26 iterações				
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)				
	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística Z	Prob.
C	1.105389	0.354825	3.115308	0.0018
CHI(-1)	0.624053	0.119758	5.210933	0.0000
Equação da Variância				
C	-0.266227	0.222147	-1.198428	0.2308
RESID(-1)^2	0.067464	0.112091	0.601872	0.5473
GARCH(-1)	0.854214	0.101134	8.446389	0.0000
R-quadrado	0.161785	Média da Var. Dep.		8.188760
R-quadrado ajustado	0.063172	Desv. Padr. da Var. Dep.		5.641135
Som. dos err. da regr.	5.460049	Critério Akaike		5.342043
Som. Quad. Resid.	1013.612	Critério Schwarz		5.555320
Log Veros.	-99.16983	Estatística F		1.640598
Estat. Durbin-Watson	2.289662	Prob. Estatística F		0.018668

Tabela 12 – Volatilidade dos juros na Colômbia

Variável Dependente: MMR_COL				
Método: ML - ARCH				
Amostra Ajustada: 1995Q2 2004Q4				
Convergência alcançada após 35 iterações				
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)				
	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística Z	Prob.
C	0.448121	0.308559	1.452303	0.1464
COL(-1)	0.925124	0.032546	28.42544	0.0000
Equação da Variância				
C	-0.006144	0.061140	-0.100494	0.9200
RESID(-1)^2	1.190548	0.436253	2.729034	0.0064
GARCH(-1)	0.245029	0.107724	2.274596	0.0229
R-quadrado	0.881442	Média da Var. Dep.		16.96185
R-quadrado ajustado	0.867494	Desv. Padr. da Var. Dep.		10.19490
Som. dos err. da regr.	3.711081	Critério Akaike		4.424658
Som. Quad. Resid.	468.2521	Critério Schwarz		4.637935
Log Veros.	-81.28083	Estatística F		63.19498
Estat. Durbin-Watson	1.150786	Prob. Estatística F		0.000000

Tabela 13 – Volatilidade dos juros na México

Variável Dependente: MMR_MEX				
Método: ML - ARCH				
Amostra Ajustada: 1995Q2 2004Q4				
Convergência alcançada após 65 iterações				
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)				
	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística Z	Prob.
C	1.627057	0.447633	3.634800	0.0003
MEX(-1)	0.779809	0.029745	26.21637	0.0000
Equação da Variância				
C	0.149642	0.470236	0.318226	0.7503
RESID(-1)^2	2.137630	0.621491	3.439518	0.0006
GARCH(-1)	0.002908	0.056831	0.051163	0.9592
R-quadrado	0.854924	Média da Var. Dep.		20.21003
R-quadrado ajustado	0.837857	Desv. Padr. da Var. Dep.		13.47777
Som. dos err. da regr.	5.427095	Critério Akaike		5.124138
Som. Quad. Resid.	1001.414	Critério Schwarz		5.337415
Log Veros.	-94.92069	Estatística F		50.09015
Estat. Durbin-Watson	1.811272	Prob. Estatística F		0.000000

Tabela 14 – Volatilidade dos juros no Peru

Variável Dependente: MMR_PER				
Método: ML - ARCH				
Amostra: 1995Q2 2004Q4				
Convergência alcançada após 43 iterações				
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)				
	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística Z	Prob.
C	0.583876	0.057139	10.21844	0.0000
PER(-1)	0.861270	0.013434	64.10885	0.0000
Equação da Variância				
C	-5.17E-05	7.64E-05	-0.675851	0.4991
RESID(-1)^2	2.118147	0.403230	5.252948	0.0000
GARCH(-1)	0.037996	0.030183	1.258853	0.2081
R-quadrado	0.610543	Média da Var. Dep.		15.06704
R-quadrado ajustado	0.564724	Desv. Padr. da Var. Dep.		7.987284
Som. dos err. da regr.	5.269647	Critério Akaike		4.356344
Som. Quad. Resid.	944.1521	Critério Schwarz		4.569622
Log Veros.	-79.94872	Estatística F		13.32523
Estat. Durbin-Watson	2.117755	Prob. Estatística F		0.000001