

Parte III

Determinantes

Macroeconômicos do *Spread*

Bancário

Capítulo 8

Determinantes Macroeconômicos do *Spread* Bancário: uma Análise Preliminar para Economias Emergentes

Luiz Fernando de Paula e Manoel Carlos de Castro Pires

8.1 – INTRODUÇÃO

A partir do artigo seminal de Ho & Saunders (1981), que desenvolveu uma abordagem de dois passos para investigar quais fatores microeconômicos e macroeconômicos afetam o *spread* bancário, vários estudos foram feitos para avaliar um conjunto de países ou mesmo estudos de caso, inclusive países emergentes.

Brock e Rojas-Suarez (2000), por exemplo, utilizam a abordagem de Ho & Saunders, para analisar o comportamento do *spread* na Argentina, Bolívia, Chile, Colômbia, México e Peru, com dados de uma amostra de países no período 1991/1996, e os resultados mostram na maioria dos países uma relação positiva entre incerteza macroeconômica e *spread* bancário, ainda que as variáveis relevantes apresentem um impacto diferenciado conforme o país: volatilidade da taxa de juros, no caso de Bolívia e Chile, e inflação no caso de Colômbia, Chile e Peru. Já a taxa de crescimento do PIB real teve um impacto negativo sobre o *spread* no Chile e na Argentina, mas insignificantes para os demais países.

Demirgüç-Kunt e Huizinga (1999), por sua vez, ao analisarem a estrutura e os determinantes da margem líquida de intermediação financeira (*spread ex-post*) para um conjunto de 80 países, no período de 1988 a 1995, através de uma regressão de dados em painel, mostram que, dentre as variáveis macroeconômicas, a inflação está associada com maior *spread*, enquanto o crescimento econômico não apresentou uma relação significativa com o *spread*.

Já Gelos (2006), ao examinar a evolução e os determinantes do *spread* bancário no período de 1999 a 2002, considerando informações de 14 países da América Latina, observa que, em geral, esses países apresentam uma baixa relação crédito/PIB e elevados níveis de *spread* quando comparados internacionalmente, sendo inclusive maior do que a média dos outros países emergentes. O autor, ao decompor a diferença entre as margens de intermediação dos países latino-americanos com outros países em desenvolvimento, sugere que os países da América Latina apresentam maiores taxas de juros, bancos menos eficientes (maiores custos administrativos) e maiores requerimentos de reservas que outros países emergentes, sendo que esses fatores têm um significativo impacto sobre o *spread*.

O Brasil, contudo, é um *outlier*, quando comparado com o conjunto de países emergentes ou mesmo quando comparado com os outros países latino-americanos, uma vez que o *spread* bancário é extremamente elevado quando comparado internacionalmente, sendo evidentemente um óbice a um crescimento econômico maior e sustentado.

Este capítulo objetiva analisar os determinantes macroeconômicos do *spread* bancário para um conjunto de nove países emergentes (Brasil, Cingapura, Chile, Colômbia, Coréia, Hong Kong, Malásia, México e Rússia), procurando trazer elementos de uma comparação internacional para entender o comportamento do *spread* no Brasil. Para tanto, o capítulo está dividido em três seções, além desta introdução. A Seção 8.2 detalha os procedimentos metodológicos adotados, enquanto que a Seção 8.3 efetua uma análise descritiva e econométrica dos dados utilizados neste trabalho. A Seção 8.4 conclui, a título de conclusão, o capítulo.

8.2 – METODOLOGIA

Os dados que são utilizados neste artigo compreendem nove países emergentes: Brasil, Cingapura, Chile, Colômbia, Coréia, Hong Kong, Malásia, México e Rússia. Alguns países emergentes não foram contemplados simplesmente pela falta de dados.¹ Além disso, o *spread* bancário calculado é o chamado *spread ex-post*, isto é, a diferença entre a taxa de empréstimo e a taxa de depósito bancária. As demais variáveis utilizadas são a taxa básica de juros, a taxa de inflação ao consumidor e a taxa de desemprego. A frequência dos dados é trimestral e compreende o período de 1998-2004, totalizando 28 observações por país.

¹Os países que foram retirados da análise pela falta de dados foram Argentina, Índia e Turquia. A China não foi incluída pelo fato de seu sistema bancário ser em grande parte estatal.

A taxa de desemprego mede o comportamento da atividade econômica de forma que pode ser entendida como uma *proxy* para a demanda por crédito. Espera-se que quanto maior (menor) a taxa de desemprego, menor (maior) a demanda por crédito e, portanto, menor (maior) o *spread* bancário. De fato, dependendo do poder de mercado dos bancos, maior demanda por crédito pode fazer com que os bancos cobrem mais por seus empréstimos. Por outro lado, a taxa de desemprego sinaliza o comportamento da economia e, ao aumentar, pode gerar incertezas capazes de elevar o *spread* bancário, como por exemplo, aumento da inadimplência no caso de empréstimos já efetuados ou maior expectativa de empréstimos ruins, o que faz com que o banco aumente o prêmio de risco na concessão do crédito. Sendo assim, existem razões para acreditar que a taxa de desemprego — tal como o comportamento do PIB — pode afetar o *spread* bancário em duas direções.

A taxa de inflação, por sua vez, representa uma medida de gerenciamento e estabilidade macroeconômica de um país. Assim, quanto maior (menor) a taxa de inflação, maior (menor) a instabilidade macroeconômica (o que tende a elevar os riscos na atividade de intermediação financeira) e mais (menos) elevado deve ser o *spread* bancário.

Em relação à taxa básica de juros, observa-se que, quanto maior o seu valor, maior o risco de descasamento entre ativo e passivo do banco, aumentando o risco de juros; e, portanto, mais conservador deve ser o comportamento deste na concessão de empréstimos, o que implica aumento do *spread* bancário.

A fonte de dados foi a base do FMI, o International Financial Statistics (IFS), no caso da variável *spread* bancário. A fonte de dados para a taxa básica de juros também foi o IFS, exceto para a Malásia e o México, onde os dados foram obtidos a partir do banco central desses países. Os dados de desemprego foram obtidos no IFS, exceto Cingapura e Rússia que foram obtidos a partir dos respectivos bancos centrais. A fonte de dados para a variável inflação também foi o IFS, por meio do índice de preços ao consumidor.

Para efetuar análise em painel, é necessário controlar o efeito específico não observado em cada país. Por exemplo, cada país tem uma organização bancária diferente que pode ser assumida constante no tempo. Entretanto, tal organização pode influenciar algumas variáveis macroeconômicas, o que torna o termo de erro correlacionado com as variáveis independentes. Para dar conta desse problema, estimou-se o modelo de efeitos fixos que controla a endogenia contida no modelo. Esse modelo será estimado para servir como referência básica para fins de comparação.

A característica mais marcante do *spread* bancário, conforme se pode observar no Gráfico 8.1, que será discutido mais adiante, é o seu grau de persistência

ou de inércia. Isso significa que os valores para o *spread* bancário em um dado período t estão correlacionados com valores para o *spread* em seu passado recente, por exemplo, t_{-1} , t_{-2} .

Essa característica faz com que o emprego de modelos estáticos de dados de painel (efeitos fixos ou aleatórios) seja inadequado, pois as condições de ortogonalidade ou de exogeneidade estrita dos regressores não mais são válidas. A modelagem com efeitos dinâmicos em dados de painel foi estudada de forma pioneira em Arellano e Bond (1991), que desenvolveram um estimador GMM para modelos dinâmicos em dados em painel.²

Vale ressaltar, portanto, que, como o estimador é calculado a partir de somatórios na dimensão *cross section* (país), seria desejável que a amostra contivesse um grande número de observações nessa dimensão. Entretanto, como foi possível apenas a inclusão de nove países, os resultados obtidos neste artigo devem ser vistos como preliminares. Contudo, observa-se que esse grupo representa um conjunto de países relevantes dentro dos países emergentes e que, portanto, os resultados podem ser considerados representativos.

Com o intuito de analisar a robustez dos resultados obtidos, aumentou-se a amostra incluindo países industrializados, o que totalizou 19 países.³ Conforme Wooldridge (2001), quando o número de observações na dimensão *cross section* (país) é próximo das observações na dimensão temporal, os resultados são válidos de forma bastante geral. No entanto, deve-se tomar cuidado com a presença de raiz unitária, ou seja, deve-se observar se o coeficiente que capta a dinâmica é maior que um em módulo.

Para a aplicação dessa metodologia, observa-se que três modelos são propostos. O primeiro modelo é estático e funciona como referência básica (efeitos fixos). O segundo modelo conta com apenas uma defasagem para o *spread* bancário, além das demais variáveis, taxa básica de juros, taxa de desemprego e taxa de inflação. O terceiro modelo conta com duas defasagens para captar processos mais prolongados de inércia.

Esses modelos foram estimados de duas formas. A primeira forma assumiu que o efeito das variáveis macroeconômicas sobre o *spread* se dá de forma contemporânea. A segunda forma assumiu que os efeitos se dão em um trimestre (o que implica uma defasagem). Além disso, a análise usou uma amostra de países emergentes, uma amostra desconsiderando o Brasil do grupo de emer-

²Uma análise formal da metodologia de Arellano Bond é apresentada no apêndice do artigo.

³Os países industrializados incluídos na amostra foram: Austrália, Canadá, Irlanda, Japão, Noruega, Nova Zelândia, Suécia, Suíça e Estados Unidos.

gentes e, por último, incluindo os países industrializados na primeira amostra para avaliar a robustez dos resultados.

8.3 – ANÁLISE EMPÍRICA

8.3.1 – Análise descritiva de dados

A evolução do *spread* bancário nos países emergentes (Gráfico 8.1) mostra que, em média, essa variável tem se comportado de forma convergente, ou seja, quando se observa a evolução do *spread* bancário nos países emergentes, é válido dizer que a amplitude das séries está se reduzindo no tempo. Em outras palavras, esses países estão caminhando para ter o *spread* bancário cada vez mais próximo um do outro. O exemplo que pode esclarecer essa afirmação é que, quando se desconsidera o Brasil, no ano de 1998, o *spread* máximo observado é de 16,89% em Hong Kong e o *spread* mínimo é 0,55% na Coréia, quarenta vezes menor. Em 2004, o *spread* máximo observado é 8,23% na Rússia e o *spread* mínimo é de 2% na Coréia, apenas quatro vezes menor.

Uma possível explicação para esse fenômeno é que à medida que essas economias tornam-se mais abertas, principalmente com elevada mobilidade de capital, as variáveis financeiras, nesses países, deveriam convergir, pois, caso

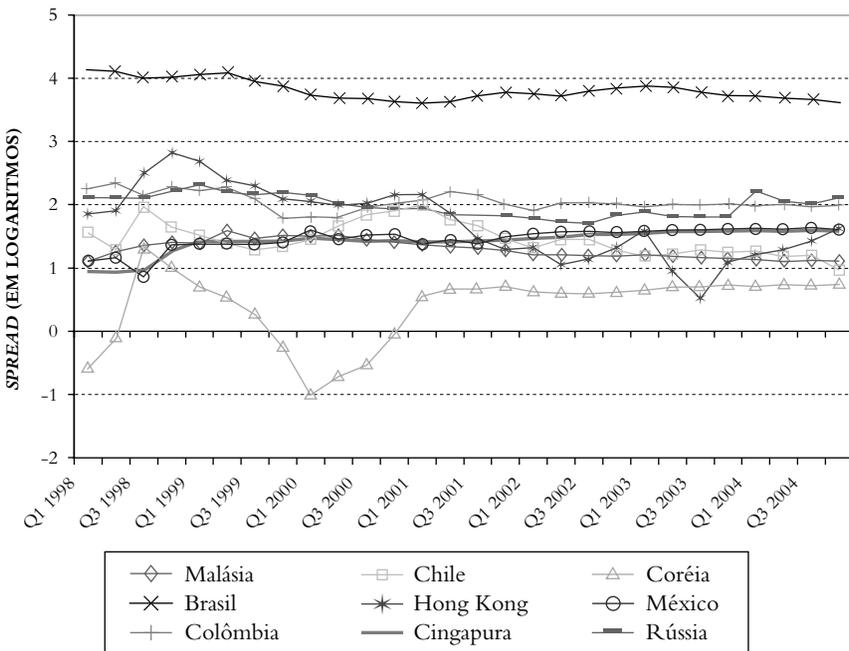


Gráfico 8.1 *Spread* Bancário: Países Emergentes (Logaritmos)

contrário, seria possível a realização de ganhos com operações de arbitragem até que a convergência fosse atingida. Obviamente, esse resultado deve ser visto como uma tendência de longo prazo, pois existe a possibilidade de desvios de curto prazo através de bolhas e comportamentos de manada (Furman & Stiglitz, 1998).

Um fato que pode contradizer essa explicação é que, passado o período de maior conturbação das crises cambiais nos anos 1990, cujo ápice foi a crise russa de 1998 e a crise brasileira de 1999, o cenário de maior estabilidade no mercado financeiro internacional permitiu uma redução na taxa de juros dos países emergentes. Assim, possivelmente o início da série ainda está afetado pelas crises referidas.

A segunda característica importante do comportamento do *spread* bancário é a sua persistência ou inércia. O *spread* bancário nos países da análise não apresenta uma variabilidade muito grande. Assim, os valores do *spread* bancário estão correlacionados com o seu passado recente. A exceção parece ser a Coreia do Sul que, ao menos no período 1998–2001, apresenta elevada variabilidade. Todavia, após esse período, o *spread* bancário apresenta, assim como os demais países, um comportamento fortemente inercial.

Quando se considera o Brasil na comparação com os demais países, observam-se três características principais: (i) o *spread* bancário no Brasil é bastante elevado quando comparado com os demais países emergentes, (ii) o comportamento do *spread* bancário no Brasil não sugere uma tendência de convergência com os demais países emergentes; (iii) se desconsiderarmos o período 1998/99, ocasião da mudança do regime cambial no país (de um regime de *crawling peg* para um regime de câmbio flutuante), o *spread* tem uma forte inércia no período 2000/04.

A correlação entre as variáveis (Figura 8.1), relativa ao conjunto de países considerados neste trabalho, evidencia uma relação positiva entre taxa de juros e desemprego, entre inflação e taxa de juros, entre inflação e desemprego. No caso específico do *spread* bancário, os dados sugerem uma relação positiva entre a taxa básica de juros e o *spread* bancário. No caso da correlação entre *spread* bancário e desemprego e *spread* bancário e taxa de inflação, observa-se que a Figura 8.1 não evidencia correlação significativa.

Em relação ao *spread* bancário, um aspecto que a Figura 8.1 deixa claro é que existe um conjunto de observações que fogem ao padrão de correlação das demais (regiões circuladas na Figura 8.1). Essas observações que podem ser consideradas *outliers* podem mascarar ou influenciar a correlação entre as demais observações. Em outras palavras, esses pontos podem distorcer a correlação dos dados. Esses dados *outliers* correspondem exatamente ao Brasil.

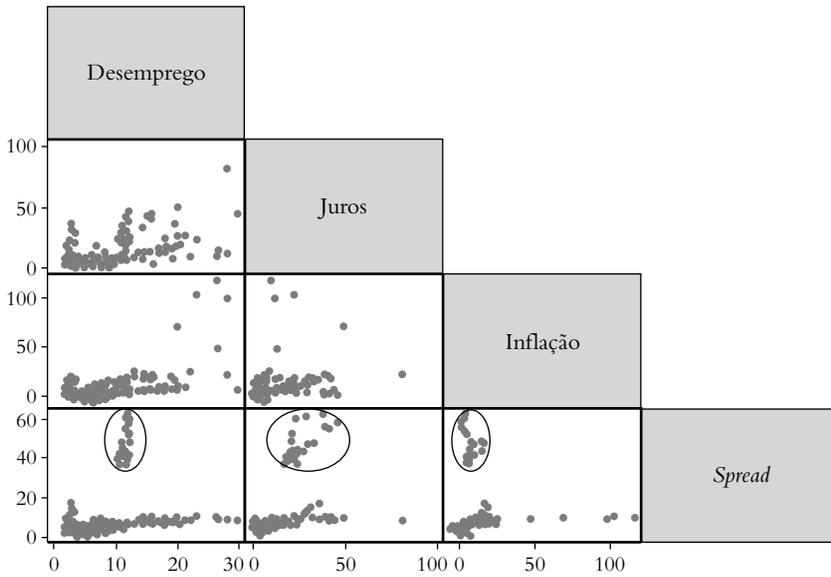


Figura 8.1 Matriz de Correlação.

Quando se exclui o Brasil dos dados, a correlação entre o *spread* bancário e as demais variáveis fica mais evidente. A Figura 8.2 mostra que a correlação entre o *spread* bancário e a taxa de inflação, que é zero com a amostra completa, é de 24% com a amostra que desconsidera o Brasil. Um fenômeno parecido, mas em menor grau, acontece com as demais correlações. A correlação entre o *spread* bancário e a taxa básica de juros, de 36% na amostra completa, é de 43% na amostra sem o Brasil. A correlação entre o *spread* bancário e a taxa de desemprego é de 8% na amostra total e de 28% quando a amostra retira o Brasil do conjunto de dados.

Como mostra a resenha sobre *spread* bancário feita no Capítulo X deste livro, a Selic apresentou uma relação positiva e significativa com o *spread* em todos os seis estudos posteriores ao Plano Real resenhados, confirmando a hipótese de que os bancos aumentam as margens cobradas nas taxas de empréstimos à medida que há aumento das taxas de captação no Brasil. Esse resultado é também corroborado pelos achados obtidos no Capítulo Y, na qual a Selic desponta como a principal variável macroeconômica explicativa do *spread*. Uma possível explicação para isso é que, dada a existência de títulos indexados à Selic na carteira dos bancos, que é uma alternativa de aplicação rentável e líquida, o custo de oportunidade de emprestar por parte dos bancos tende a aumentar, passando a incorporar um elevado prêmio de risco em seus empréstimos.

A correlação entre o *spread* bancário e a taxa de inflação apresenta uma característica peculiar. Quando se observa esta correlação, para o Brasil, percebe-se que ela é negativa, ou seja, menores taxas de inflação são correlacionadas com menores *spreads* bancários (ver trecho circulado, na Figura 8.2). O mesmo resultado, a princípio surpreendente, foi encontrado por Afanasieff et al. (2002, p. 204), que sugerem como possível explicação para esse resultado, diferente do esperado, o fato de que os bancos tendem a compensar a queda dos ganhos inflacionários nos depósitos à vista com a aplicação de maiores taxas de empréstimos e menores taxas de captação. Essa correlação produz um viés sobre o padrão de correlação dos demais países, o que faz parecer que não existe a correlação entre os dados conforme sugere o baixo R^2 . Essa perspectiva se altera quando a análise retira os dados do Brasil, obtendo-se um R^2 relevante.

Já a correlação entre o *spread* bancário e a taxa de desemprego, quando se exclui o Brasil, apresenta-se positiva e significativa, sugerindo que o “efeito inadimplência” tende a predominar sobre o “efeito poder de mercado” no conjunto de países analisados neste estudo.

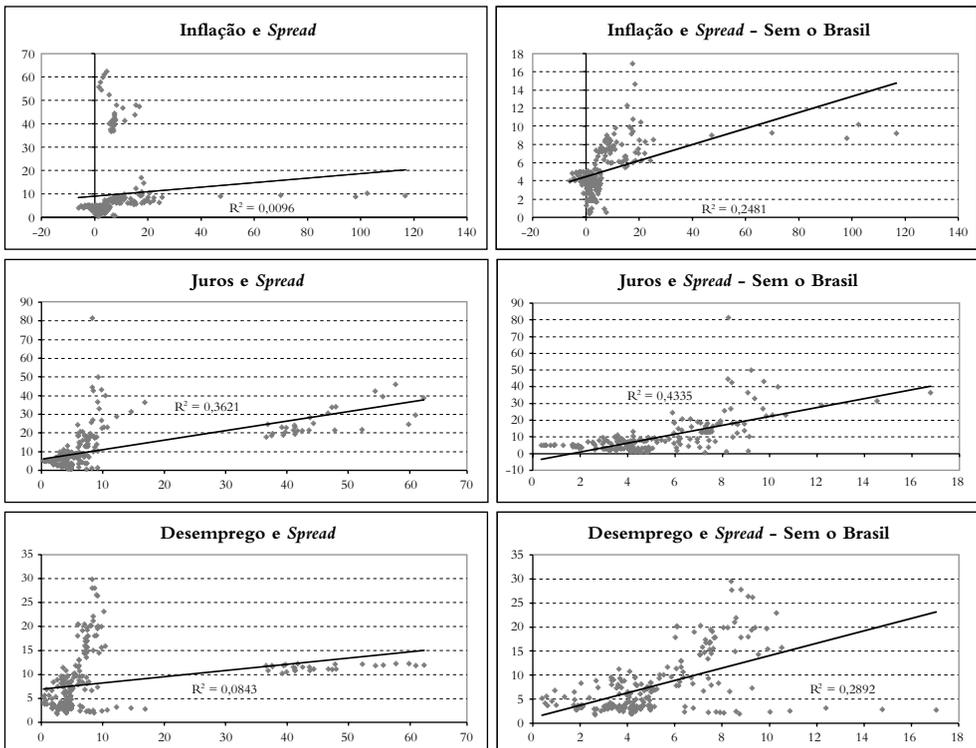


Figura 8.2 O Efeito do Brasil sobre o Grau de Correlação

8.3.2 – Análise em dados de painel

Os resultados obtidos a partir da estimação do modelo estático (Tabelas 8.1 e 8.2) sugerem que a taxa de juros é a única variável significativa estatisticamente, entre as variáveis macroeconômicas consideradas na determinação do *spread* bancário. Esse resultado se dá na amostra com defasagens ou não. As demais variáveis macroeconômicas não foram significativas. Os resultados obtidos a partir do modelo 2 (Tabela 8.4) indicam que o grau de inércia do *spread* bancário é elevada, confirmando os resultados sugeridos pelo Gráfico 8.1. Ademais, a taxa de inflação é estatisticamente significativa. Os resultados da Tabela 8.5, onde a amostra é defasada, não devem ser usados, dado a presença de autocovariância dos resíduos. O modelo 3 (Tabela 8.6) indica a importância da inércia do *spread* e da taxa de inflação. O modelo 3 (com as variáveis macroeconômicas defasadas) mostra que, além da inércia, a taxa de juros é importante. Entretanto, esse resultado deve ser visto com cautela, pois existe a possibilidade de raiz unitária.

Desse conjunto de dados, pode-se, inicialmente, inferir que: (i) o processo de inércia é elevado de acordo com os modelos 2 e 3; (ii) a taxa de juros pode afetar positivamente o *spread* bancário; (iii) a taxa de inflação possui um impacto positivo pequeno sobre o *spread* e ; (iv) a taxa de desemprego não possui relação com o *spread*.

Conforme sugerido pela análise gráfica da Figura 8.2, o Brasil pode ter impacto não-desprezível nesse conjunto de resultados. Os resultados obtidos ao excluir-se o Brasil da amostra de países emergentes indicam que no modelo 1 (efeitos fixos) indicam que tanto a taxa de juros quanto a taxa de inflação possuem relação positiva com o *spread* bancário (Tabelas 8.8 e 8.9). A estimação do modelo 2 (Tabelas 8.10 e 8.11) indicou a presença de autocovariância dos resíduos e, portanto, seus resultados não serão analisados. Os resultados do modelo 3 (Tabelas 8.12 e 8.13) indicam elevado grau de inércia no *spread*, entretanto, de magnitude menor, que o apresentado nos modelos anteriores. A taxa de inflação foi significativa na amostra em que as variáveis macroeconômicas não estão defasadas.

As conclusões obtidas a partir dessa nova amostra (que exclui o Brasil) são: (i) a taxa de juros e a taxa de desemprego não afetam o *spread*; (ii) a taxa de inflação pode afetar o *spread* dependendo do modelo avaliado; (iii) o grau de inércia é elevado, entretanto, de magnitude menor que o observado na amostra anterior.

Para verificar a robustez dos resultados obtidos, ampliou-se a amostra incluindo países industrializados, de forma que os resultados obtidos com as

amostras anteriores sejam válidas, conforme ressaltou Wooldridge (2001). Os resultados do modelo 1 (Tabelas 8.14 e 8.15) indicam que apenas a taxa de juros é estatisticamente significativa. Os resultados do modelo 2 (Tabela 8.16) indicam que a inércia é elevada, entretanto, não tão elevada quanto na primeira amostra que inclui o Brasil. A taxa de inflação também é importante na explicação do *spread* bancário. O modelo 3 (Tabelas 8.18 e 8.19) indica que a inércia é elevada e que a taxa de juros ou a taxa de inflação pode afetar o *spread*. Mais uma vez, este último resultado deve ser visto com cautela, dada a possível presença de raiz unitária.

Os resultados obtidos com esse conjunto de dados são: (i) a taxa de desemprego não afeta o *spread*, (ii) a taxa de juros e a taxa de inflação podem afetar o *spread* dependendo do modelo avaliado; (iii) o grau de inércia é elevado, entretanto, menor que o estimado na primeira amostra.

Um resultado comum ao conjunto de modelos das três amostras avaliadas é que a taxa de desemprego não é estatisticamente significativa. Esse resultado pode ser indicativo de que o setor bancário pode ter elevada elasticidade para a concessão de crédito ou que a taxa de desemprego pode não ser uma boa *proxy* para a demanda por crédito. De qualquer forma, esse resultado não significa que essa variável não seja relevante na formação do *spread* bancário, pois existem razões para se acreditar que existem efeitos opostos que podem estar se anulando. Contudo, novas variáveis devem ser utilizadas (como *proxy*) para tentar captar o efeito da demanda por crédito.

A taxa de inflação e a taxa de juros são estatisticamente significativas em alguns modelos. Isso significa que esses resultados não devem ser considerados robustos. Além disso, detectou-se um elevado grau de inércia do *spread* bancário, particularmente no Brasil, o que pode indicar a presença de características institucionais, de regulação e concorrência do setor. É importante salientar que os resultados obtidos são preliminares e maior investigação torna-se necessária, pois o conjunto de países analisado é pequeno, o que pode criar algum viés de pequenas amostras. Todavia, vale ressaltar que o aumento amostral é difícil, dadas as restrições que envolvem o conjunto de países emergentes em relação ao tamanho do setor privado na concessão de crédito, caso da China, e da própria relevância das demais economias em um contexto global.

8.4 – CONCLUSÃO

Este capítulo procurou analisar os determinantes macroeconômicos do *spread* bancário em um conjunto de nove países emergentes, utilizando, para este propósito, tanto uma análise descritiva de dados quanto uma análise em dados

em painel. Os resultados obtidos confirmam a característica do Brasil de ser um *outlier* no comportamento do *spread* bancário. Em linha com outros capítulos deste livro, e mesmo com resultados de outros trabalhos empíricos, a taxa de juros básica (principalmente) e a taxa de inflação despontam como as variáveis macroeconômicas mais importantes na determinação do *spread* bancário no país.

8.5 – REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AFANASIEFF, T.S.; LHACER, P.M.; NAKANE, M.I. (2002) “The determinants of bank interest *spread* in Brazil”. *Money Affairs*, XV(2): 183–207.

ARELLANO, M.; BOND, S. (1991) “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”. *Review of Economic Studies*, 58: 277–297.

BROCK, P. L.; L. ROJAS-SUAREZ. (2000) “Understanding the behavior of bank *spreads* in Latin America”, *Journal of Development Economics*, 63: 113–134.

DEMIRGÜÇ-KUNT, A.; HUIZINGA, H. (1999) “Determinants of commercial bank interest margins and profitability: some international evidence”. *World Bank Economic Review*, 13: 379–408.

FURMAN, J.; STIGLITZ, J. E. (1998) “Economic crises: evidence and insights from East Asia”. *Brookings Papers on Economic Activity* 2, Washington, D.C.

GELOS, R. G. (2006). “Banking *spreads* in Latin America”. *IMF Working Paper* 06/44, fevereiro.

HO, T.& SAUNDERS, A. (1981) “The determinants of bank interest margins: theory and empirical evidence”. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* XVI (4): 581–600.

CHENG, H. (2003) “Analysis of Panel Data”. *Econometric Society Monographs*, 2nd edition. Cambridge: Cambridge University Press.

WOOLDRIDGE, J. (2001) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, Cambridge.

APÊNDICE 1: Estatística Descritiva

Tabela 8.1 Estatística Descritiva

	Amostras Completas		Amostras Emergentes		Amostras Emergentes sem o Brasil	
	Média	Erro-padrão	Média	Erro-padrão	Média	Erro-padrão
<i>Spread</i>	6,60	0,2036	9,53	0,8377	5,00	0,1675
Taxa de juros	7,13	0,3940	10,68	0,7054	8,75	0,6688
Inflação	4,29	0,4380	6,77	0,8432	6,69	0,9448
Desemprego	6,44	0,4418	8,12	0,3714	7,71	0,4092

APÊNDICE 2: Arellano Bond

Um modelo dinâmico em dados de painel pode ser descrito por uma equação da forma:

$$y_{n,t} = \alpha + \varphi y_{n,t-1} + \gamma x_{n,t} + \mu_{n,t} \quad (1)$$

onde n refere-se ao número de observações em *cross section* (país) e t ao período de tempo (trimestre). No caso específico, y refere-se ao *spread* bancário e x é um vetor de variáveis que se pressupõe afetar y (neste caso, a taxa básica de juros, a taxa de desemprego e a taxa de inflação) μ é o termo de erro da regressão e α é a constante da regressão.

Em um estimador GMM, assume-se que a condição de ortogonalidade seja dada pelas variáveis instrumentais (q_{it}) e não mais pelas variáveis dependentes, de forma que valha a condição $E(q_{it} \Delta \mu_{it}) = 0$ onde Δ denota o operador Lag e q_{it} (possivelmente) $= (y_{i0}, y_{i1}, \dots, y_{i,t-2}, x'_i)$, ou seja, a lista de variáveis instrumentais e $x'_i = (x'_{i1}, \dots, x'_{it})$. Tomando a primeira diferença da equação X, temos:

$$\Delta y_{n,t} = \Delta \varphi y_{n,t-1} + \Delta \gamma x_{n,t} + \Delta \mu_{n,t} \quad (2)$$

O método geral de momentos consiste em resolver um vetor de parâmetros desconhecido ($\theta = [\varphi \ \gamma]$) igualando os momentos teóricos da distribuição por seus momentos empíricos. Suponha que $h(y, x; \theta)$ denote os momentos populacionais de y e x . Seja $\hat{h}(y, x; \theta) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N h(x_i, y_i; \theta)$, a média amostral. Então, o estimador pelo método de momentos de θ é $\hat{\theta}$, tal que $h(y, x; \theta) = \hat{h}(y, x; \hat{\theta}) = 0$.

Entretanto, se o número de equações é maior que a dimensão de θ , a solução acima não existe e torna-se necessário minimizar a norma:

$$[\hat{h}(y, x; \theta) - h(y, x; \theta)]' A [\hat{h}(y, x; \theta) - h(y, x; \theta)],$$

onde A é matriz positiva definida. A matriz A ótima (denotada por A^*) é:

$$A^* = \{E[\hat{h}(y, x; \theta) - h(y, x; \theta)][\hat{h}(y, x; \theta) - h(y, x; \theta)]'\}^{-1}$$

O estimador de Arellano Bond de θ é obtido através da minimização de

$$\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta \mu_i' Q_i'\right) \Psi^{-1} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta \mu_i Q_i\right)$$

onde $\Psi = E[\frac{1}{N} \sum Q_i \Delta \mu_i \Delta \mu_i' Q_i']$,

onde Q_i é a matriz que possui na diagonal principal as variáveis instrumentais e zero nos demais elementos.⁴

APÊNDICE 3: Resultados

Tabela 8.2 Modelo 1: Amostra de Economias Emergentes – Efeitos Fixos

<i>Spread</i>	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
Desemprego	-0,107	0,080	-1,34	0,182
Juros	0,171	0,051	3,33	0,001
Inflação	0,018	0,022	0,82	0,413
Constante	8,458	0,078	10,84	0,000
$R^2 = 0,18$		Estatística $F = 6,95$		

Tabela 8.3 Modelo 1: Amostra de Economias Emergentes – Efeitos Fixo

<i>Spread</i>	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
Desemprego (-1)	-0,079	0,080	-0,99	0,324
Juros (-1)	0,142	0,047	2,99	0,003
Inflação (-1)	0,022	0,023	0,99	0,321
Constante	8,585	0,701	12,23	0,000
$R^2 = 0,14$		Estatística $F = 5,62$		

⁴Para maiores detalhes, ver Cheng (2003).

Tabela 8.4 Modelo 2: Amostra de Economias Emergentes – Arellano Bond

<i>Spread</i>	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
<i>Spread</i> (-1)	0,804	0,033	23,80	0,000
Desemprego	0,019	0,091	0,22	0,820
Juros	0,076	0,049	1,54	0,124
Inflação	0,012	0,005	2,15	0,032
Constante	0,015	0,013	1,17	0,243

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de primeira ordem: $z = -1,83$; $Pr > z = 0,06$.

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de segunda ordem: $z = -0,74$; $Pr > z = 0,45$.

Tabela 8.5 Modelo 2: Amostra de Economias Emergentes – Arellano Bond

<i>Spread</i>	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
<i>Spread</i> (-1)	0,806	0,025	31,79	0,000
Desemprego (-1)	0,018	0,063	0,29	0,773
Juros (-1)	0,087	0,044	1,95	0,053
Inflação (-1)	0,033	0,012	2,66	0,008
Constante (-1)	0,033	0,016	2,02	0,045

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de primeira ordem: $z = -1,99$; $Pr > z = 0,04$.

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de segunda ordem: $z = -1,32$; $Pr > z = 0,18$.

Tabela 8.6 Modelo 3: Amostra de Economias Emergentes – Arellano Bond

<i>Spread</i>	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
<i>Spread</i> (-1)	0,968	0,073	13,17	0,000
<i>Spread</i> (-2)	-0,258	0,050	-5,10	0,000
Desemprego	-0,007	0,093	-0,08	0,936
Juros	0,069	0,043	1,59	0,113
Inflação	0,020	0,008	2,49	0,014
Constante	-0,030	0,020	-1,47	0,142

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de primeira ordem: $z = -1,57$; $Pr > z = 0,11$.

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de primeira ordem: $z = 0,88$; $Pr > z = 0,38$.

Tabela 8.7 Modelo 3: Amostra de Economias Emergentes – Arellano Bond

<i>Spread</i>	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
<i>Spread</i> (-1)	0,995	0,090	11,02	0,000
<i>Spread</i> (-2)	-0,284	0,063	-4,46	0,000
Desemprego (-1)	0,097	0,105	0,93	0,355
Juros (-1)	0,112	0,044	2,54	0,012
Inflação (-1)	0,010	0,010	0,99	0,325
Constante	-0,005	0,028	-0,19	0,850

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de primeira ordem: $z = -1,67$; $Pr > z = 0,09$.

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de primeira ordem: $z = 0,56$; $Pr > z = 0,57$.

Tabela 8.8 Modelo 1: Sem Brasil na Amostra de Emergentes – Efeitos Fixos

<i>Spread</i>	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
Desemprego	-0,094	0,052	-1,81	0,072
Juros	0,094	0,030	3,12	0,002
Inflação	0,041	0,010	3,77	0,000
Constante	4,637	0,360	12,88	0,000
$R^2 = 0,27$		Estatística $F = 12,42$		

Tabela 8.9 Modelo 1: Sem Brasil na Amostra de Emergentes – Efeitos Fixos

<i>Spread</i>	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
Desemprego (-1)	-0,085	0,056	-1,52	0,131
Juros (-1)	0,081	0,027	2,98	0,003
Inflação (-1)	0,044	0,013	3,40	0,001
Constante	4,68	0,345	13,59	0,000
$R^2 = 0,23$		Estatística $F = 9,48$		

Tabela 8.10 Modelo 2: Sem Brasil na amostra de Emergentes – Arellano Bond

<i>Spread</i>	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
<i>Spread</i> (-1)	0,650	0,069	9,30	0,000
Desemprego	0,024	0,062	0,39	0,700
Juros	0,049	0,043	1,14	0,258
Inflação	0,017	0,013	1,28	0,203
Constante	0,012	0,014	0,81	0,417

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de primeira ordem: $z = -2,10$; $Pr > z = 0,03$.

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de segunda ordem: $z = -0,94$; $Pr > z = 0,34$.

Tabela 8.11 Modelo 2: Sem Brasil na Amostra de Emergentes – Arellano Bond

<i>Spread</i>	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
<i>Spread</i> (-1)	0,698	0,036	19,38	0,000
Desemprego (-1)	0,035	0,024	1,44	0,153
Juros (-1)	0,047	0,039	1,19	0,236
Inflação (-1)	0,020	0,010	1,88	0,061
Constante	0,015	0,012	1,25	0,212

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de primeira ordem: $z = -2,12$; $Pr > z = 0,03$.

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de segunda ordem: $z = -0,93$; $Pr > z = 0,35$.

Tabela 8.12 Modelo 3: Sem Brasil na Amostra de Emergentes – Arellano Bond

<i>Spread</i>	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
<i>Spread</i> (-1)	0,748	0,145	5,16	0,000
<i>Spread</i> (-2)	-0,277	0,123	-2,25	0,026
Desemprego	-0,007	0,042	-0,18	0,860
Juros	0,038	0,028	1,36	0,174
Inflação	0,021	0,010	1,98	0,049
Constante	-0,019	0,186	-1,06	0,289

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de primeira ordem: $z = -1,83$; $Pr > z = 0,06$.

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de segunda ordem: $z = 0,89$; $Pr > z = 0,37$.

Tabela 8.13 Modelo 3: Sem Brasil na amostra de Emergentes – Arellano Bond

<i>Spread</i>	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
<i>Spread</i> (-1)	0,757	0,148	5,12	0,000
<i>Spread</i> (-2)	-0,278	0,116	-2,38	0,018
Desemprego (-1)	0,035	0,058	0,60	0,551
Juros (-1)	0,056	0,040	1,40	0,164
Inflação (-1)	0,014	0,008	1,63	0,105
Constante	-0,018	0,022	-0,80	0,423

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de primeira ordem: $z = -1,76$; $Pr > z = 0,07$.

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de segunda ordem: $z = 1,03$; $Pr > z = 0,30$.

Tabela 8.14 Modelo 1: Amostra de Emergentes e Industrializados – Efeitos Fixos

<i>Spread</i>	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
Desemprego	-0,063	0,069	-0,92	0,360
Juros	0,163	0,050	3,26	0,001
Inflação	0,013	0,021	0,65	0,515
Constante	5,64	0,572	9,86	0,000
$R^2 = 0,17$		Estatística $F = 7,17$		

Tabela 8.15 Modelo 1: Amostra de Emergentes e Industrializados – Efeitos Fixos

<i>Spread</i>	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
Desemprego (-1)	-0,039	0,069	-0,57	0,569
Juros (-1)	0,135	0,046	2,93	0,004
Inflação (-1)	0,018	0,021	0,84	0,402
Constante	5,706	0,521	10,95	0,000
$R^2 = 0,13$		Estatística $F = 5,93$		

Tabela 8.16 Modelo 2: Amostra de Emergentes e Industrializados – Arellano Bond

<i>Spread</i>	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
<i>Spread</i> (-1)	0,801	0,036	21,69	0,000
Desemprego	0,021	0,082	0,26	0,796
Juros	0,081	0,054	1,48	0,138
Inflação	0,013	0,006	2,18	0,030
Constante	0,012	0,009	1,32	0,189

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de primeira ordem: $z = -1,85$; $Pr > z = 0,06$.

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de segunda ordem: $z = -0,72$; $Pr > z = 0,47$.

Tabela 8.17 Modelo 2: Amostra de Emergentes e Industrializados – Arellano Bond

<i>Spread</i>	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
<i>Spread</i> (-1)	0,791	0,031	25,06	0,000
Desemprego (-1)	0,028	0,059	0,48	0,630
Juros (-1)	0,095	0,049	1,94	0,052
Inflação (-1)	0,038	0,015	2,45	0,015
Constante	0,021	0,009	2,22	0,027

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de primeira ordem: $z = -2,03$; $Pr > z = 0,04$.

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de segunda ordem: $z = -1,34$; $Pr > z = 0,18$.

Tabela 8.18 Modelo: Amostra de Emergentes e Industrializados – Arellano Bond

<i>Spread</i>	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
<i>Spread</i> (-1)	0,978	0,059	16,40	0,000
<i>Spread</i> (-2)	-0,261	0,046	-5,57	0,000
Desemprego	-0,002	0,084	-0,03	0,979
Juros	0,073	0,046	1,59	0,113
Inflação	0,021	0,008	2,44	0,015
Constante	-0,017	0,012	-1,43	0,155

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de primeira ordem: $z = -1,66$; $Pr > z = 0,09$.

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de segunda ordem: $z = 0,87$; $Pr > z = 0,38$.

Tabela 8.19 Modelo 3: Amostra de Emergentes e Industrializados – Arellano Bond

<i>Spread</i>	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
<i>Spread</i> (-1)	1,001	0,081	12,29	0,000
<i>Spread</i> (-2)	-0,293	0,059	-4,91	0,000
Desemprego (-1)	0,124	0,097	1,28	0,203
Juros (-1)	0,118	0,044	2,65	0,008
Inflação (-1)	0,012	0,007	1,58	0,116
Constante	-0,002	0,016	-0,14	0,889

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de primeira ordem: $z = -1,79$; $Pr > z = 0,07$.

Teste de Arellano Bond de autocovariância dos resíduos de segunda ordem: $z = 0,65$; $Pr > z = 0,51$.