

Estabilidade Financeira e Estrutura de Mercado: Evidências Internacionais*

Marcos Soares da Silva[‡]

José Angelo Divino[†]

Resumo

O modelo de competição-fragilidade desenvolvido por Allen e Gale (2004) sugere que o aumento da competição leva as instituições financeiras a tomarem maiores riscos. Por conseguinte, propõe-se que mercados financeiros mais concentrados apresentam maior estabilidade financeira. Para verificar essa hipótese, foi estimado um painel dinâmico de 41 países para o período de 1987-2007. O modelo econométrico incluiu variáveis de controle para nível de renda e características do mercado financeiro, do ambiente econômico e da regulação macroprudencial. Foram utilizadas as seguintes bases de dados: “A new database on financial development and structure” e “Bank regulation and supervision”, do Banco Mundial; e “Systemic banking crises: a new database”, do Fundo Monetário Internacional. Os resultados obtidos corroboram a tese de que uma maior concentração de mercado favorece a estabilidade financeira.

Palavras-chave: Estabilidade financeira; Estrutura de mercado; Painel dinâmico.

Classificação JEL: G15; E44; C23.

Área ANPEC: Área 3 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

Abstract

The model of competition-fragility by Allen and Gale (2004) suggests that increasing competition leads financial institutions to take more risks. As a result, one can argue that financial markets which are more concentrated also present higher financial stability. To access this hypothesis, we estimate a dynamic panel data model for 41 countries in the period from 1987 to 2007. The econometric model included covariates for level of income, characteristics of the financial market, economic environment, and prudential regulation. We used the following databases: “A new database on financial development and structure” and “Bank regulation and supervision”, from World Bank, and “Systemic banking crises: a new database”, from International Monetary Fund. The major results indicate that the greater the concentration in financial markets the higher the financial stability.

Keywords: Financial stability; Market structure; Dynamic panel data.

JEL Classification: G15; E44; C23.

Área ANPEC: Área 3 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

* Este artigo reflete a opinião dos autores. O Banco Central do Brasil não se responsabiliza e nem pode ser responsabilizado por prejuízos de qualquer natureza em decorrência do uso das informações deste artigo. José A. Divino agradece ao CNPq pelo apoio financeiro.

[‡] Universidade Católica de Brasília e Banco Central do Brasil. Email: marcos.soares@bcb.gov.br.

[†] Universidade Católica de Brasília. Programa de Pós-Graduação em Economia. Email: jangelo@pos.ucb.br.

1 INTRODUÇÃO

Segundo dados do Fundo Monetário Internacional (2010), nas últimas duas décadas, o número de instituições financeiras em funcionamento nas economias nacionais tem-se reduzido significativamente. Entre 1990 e 2007, ocorreram 14.034 fusões e aquisições em 106 dos 143 países monitorados pelo FMI, envolvendo recursos da ordem de US\$3,6 trilhões. Em 80% desses países, a participação de mercado dos três maiores conglomerados financeiros é superior a 50%. Em 53 países, essa participação é maior do que 75%. Em 31 países, os três maiores conglomerados financeiros detêm mais de 90% dos ativos financeiros. Esses números evidenciam que a indústria bancária é concentrada em âmbito mundial.

No Brasil, a partir da implantação do Plano Real e a consequente estabilização da economia, o setor financeiro passou por um amplo processo de reestruturação, que aumentou a concentração de mercado. De acordo com dados do Banco Central do Brasil (2010), o número de bancos no País reduziu-se de 248 em dezembro de 1995 para 136 em junho de 2010. Nesse período, a concentração bancária no Brasil, medida pelo índice de Herfindahl-Hirschman, cresceu de 0,0630 para 0,1075. Em abril de 2010, a participação dos três maiores conglomerados financeiros no ativo total do sistema financeiro brasileiro alcançou 47.7%, enquanto a média mundial é da ordem de 70%.

Esse processo de concentração mostra que as autoridades reguladoras são mais tolerantes com as instituições financeiras, comparativamente a outros setores econômicos, no que diz respeito à defesa da concorrência porque, além da eficiência, estão preocupadas com a estabilidade financeira do país.

Sobre o assunto, é oportuno salientar que, desde 1970, foram registradas 124 crises financeiras sistêmicas em 102 economias nacionais. A maior parte desses episódios concentrou-se nos períodos de 1979-1984, 1988-1994, 1997-1999 e 2007-2010. Essas crises provocaram expressivas perdas econômicas, representadas por custo fiscal de reestruturação do sistema bancário, redução da taxa de crescimento do produto interno bruto, aumento do custo de capital, redução do preço de ativos e congelamento (*default*) de depósitos bancários. Segundo estimativas do FMI, as perdas de crédito e de ativos securitizados do sistema financeiro mundial devem superar US\$2,276 trilhões no período de 2007-2010. Quase dois terços desse valor concentraram-se nos Estados Unidos e na União Europeia. Um inventário analítico dessas crises financeiras pode ser encontrado em Caprio e Klingebiel (1996), Caprio, Klingebiel e Laeven (2005) e Laeven e Valencia (2008).

Atualmente, existe um debate acadêmico aberto sobre o efeito da competição na estabilidade financeira. De um lado, Allen e Gale (2004) postulam que o aumento da competição poderia induzir os bancos a tomarem maior risco. Além disso, uma estrutura de mercado com centenas ou milhares de bancos teria elevado custo de observação, prejudicando a eficácia da supervisão bancária. Argumenta-se ainda que bancos maiores, além de serem mais fáceis de monitorar, teriam maior capacidade de suportar choques econômicos.

Numa linha oposta, Boyd e De Nicoló (2005) afirmam que, em mercados concentrados, os bancos têm poder de aumentar a taxa de juros das operações de crédito, o que induziria as firmas devedoras a escolher empreendimentos mais arriscados. Isto poderia gerar falência de grandes tomadores de empréstimos e instabilidade financeira.

Estudos empíricos já publicados também não são conclusivos acerca da relação existente entre competição e estabilidade financeira. Beck, Demirgüç-Kunt e Levine (2006) estimaram um painel de 69 países no período de 1980-1997, usando uma *dummy* como *proxy* para identificar episódios de crise bancária sistêmica. Os autores definiram como episódio de crise sistêmica a ocorrência de perdas de crédito superior 10% do ativo total dos bancos ou a intervenção do governo no sistema bancário¹. A variável usada como medida de concentração bancária foi a razão entre

¹ As intervenções referem-se a medidas extraordinárias como decretação de feriados bancários, nacionalização de bancos ou concessão de operações de socorro de última instância em larga escala.

ativos possuídos pelos três maiores bancos e o ativo total do sistema financeiro (CR3). Os resultados revelaram que países com mercado financeiro mais concentrado eram menos susceptíveis a crises financeiras.

Contrariamente, Uhde e Heimeshoff (2009) encontraram evidências empíricas de que concentração bancária produz efeito negativo sobre a estabilidade financeira, pois provoca elevação da exposição dos bancos a riscos. O estudo foi realizado para um painel de 25 países da União Europeia no período de 1997 a 2005, com uso da variável ZSCORE, como medida de estabilidade financeira, e do índice de Herfindahl-Hirschman do ativo e das razões de participação dos maiores bancos no ativo do setor financeiro (CR3 e CR5), como medidas de concentração bancária.

Já Berger, Klapper e Turk-Ariss (2008) ponderam que a elevação de riscos de crédito causada pelo aumento de poder de mercado poderia ser compensada por maiores reservas de capital. Os referidos autores estimaram um painel dinâmico usando dados de 8.235 bancos de 23 países desenvolvidos durante o período de 1999 a 2005. Nesse estudo, foram utilizadas as seguintes medidas de estabilidade financeira: ZSCORE, taxa de inadimplência da carteira de crédito e índice de capitalização do setor financeiro. Como medida de concentração bancária, os autores usaram o índice Herfindahl-Hirschman da carteira de crédito e da carteira de depósitos. Os resultados mostraram que sistemas bancários com maior poder de mercado possuem menor exposição geral a riscos. Segundo Berger, Klapper e Turk-Ariss (2008), isto ocorre porque os bancos se protegem contra riscos aumentando o capital excedente e constituindo provisões suficientes para cobertura de potenciais perdas de crédito.

O objetivo deste estudo é investigar se a estabilidade financeira é afetada pela concentração bancária e por choques agregados macroeconômicos. Diferentemente de Beck, Demirgüç-Kunt e Levine (2006), que usaram como variável dependente uma *dummy* indicativa de instabilidade financeira, o presente estudo utiliza o indicador ZSCORE como medida de estabilidade financeira. Esse indicador é definido pela composição de rentabilidade e capitalização ponderada pelo risco. Além disso, este trabalho amplia o escopo do trabalho de Uhde e Heimeshoff (2009), incluindo na amostra indústrias bancárias nacionais de diferentes regiões e estágios de desenvolvimento econômico.

A base de dados² utilizada neste estudo representa toda população do sistema financeiro de cada país incluído no painel. Isso representa um avanço em relação a estudos anteriores, que usaram amostras de bancos extraídas da indústria dos países considerados. Desse modo, espera-se que os resultados encontrados reflitam a realidade dos fatos com maior fidelidade.

A principal contribuição deste estudo consiste em testar empiricamente a relação entre estrutura de mercado e estabilidade financeira, levando em consideração o marco regulatório da supervisão bancária de um painel heterogêneo de países. Procura-se também verificar a relação existente entre estabilidade financeira e estabilidade macroeconômica, pois os bancos estão sujeitos a riscos agregados não diversificáveis. Considerando que, não raro, a propagação de crises financeiras deve-se a fatores não fundamentais, este trabalho inova ao procurar avaliar o efeito do mercado de capitais sobre o desempenho das instituições financeiras. A inclusão desse componente no modelo econométrico é motivada pela existência de assimetria de informações e pela elevada liquidez do mercado de capitais. Essas características permitem que o ajuste de preço dos ativos financeiros seja mais rápido nesse mercado, o que provoca variação no risco de mercado das aplicações em títulos e valores mobiliários mantidas pelos bancos³.

O restante deste artigo está organizado do seguinte modo. Na seção 2, discute-se o modelo teórico que trata da relação entre estabilidade financeira e estrutura de mercado. Na seção 3, apresenta-se o modelo econométrico usado na evidência empírica. Na seção 4, são descritos os

² “A new database on financial development and structure”, disseminada pelo Banco Mundial.

³ Risco de mercado é o risco de perdas nas posições de balanço e extra-balanço e que surge dos movimentos nos preços do mercado.

dados, realizados testes de raiz unitária para painel e analisados os resultados das estimações. Finalmente, na seção 5, são apresentadas as observações conclusivas.

2 MODELO TEÓRICO

Neste estudo, será adotado como referencial teórico uma versão modificada do modelo de competição-fragilidade desenvolvido por Allen e Gale (2004), segundo o qual o aumento da competição leva os bancos a tomarem maiores riscos, prejudicando a estabilidade financeira.

No modelo, foi introduzido um componente de risco agregado não diversificável que afeta a taxa de realização do retorno dos ativos dos bancos, dependendo das condições macroeconômicas vigentes no país. Assim sendo, em estados da natureza favoráveis (desfavoráveis), o retorno dos ativos seria maior (menor), independentemente da estratégia operacional adotada pela firma bancária.

A economia possui n bancos, indexados por $i = 1, \dots, n$. Cada banco escolhe um *portfólio* de ativos com riscos imperfeitamente correlacionados. Desse modo, mesmo havendo um grande número de ativos, os riscos idiossincráticos não podem ser segurados. Então, os bancos ficam sujeitos tanto a risco sistemático quanto a risco idiossincrático.

O banco i investe uma unidade de consumo hoje para obter no período seguinte um retorno bruto de $a(v)y_i$ com probabilidade $p(y_i)$ ou um retorno nulo com probabilidade $[1 - p(y_i)]$. O termo $a(v)$ representa a taxa de realização das receitas do banco, sendo função decrescente da incerteza macroeconômica, v . Portanto, o banco escolhe o risco sistemático de seu *portfólio*, ao definir a meta de retorno esperado de sua carteira de investimentos, enquanto o risco idiossincrático é sorteado pela natureza.

A função $p(y_i)$ é por hipótese contínua, duas vezes diferenciável e satisfaz as seguintes condições: $p(0) = 1$; $p(\bar{y}) = 0$; $p'(y_i) < 0$; $p''(y_i) \leq 0$, $\forall 0 < y_i < \bar{y}$.

Seja $d_i \geq 0$ o volume de depósitos de que dispõe o banco i . O total de fundos da economia é dado por $D = \sum_{i=1}^n d_i$. O custo de captação é dado por $R(D)$. Por hipótese, essa função é diferenciável e satisfaz as seguintes condições: $R'(D) > 0$; $R''(D) > 0$; $R(0) = 0$; $R(\infty) = \infty$.

O lucro do banco i é função do risco de sua carteira de investimento e da demanda de depósitos de todos os bancos:

$$\pi(y, d, v) = p(y_i)[a(v)y_i - R(D)]d_i \quad (1)$$

Considerando que o banco pode assegurar um lucro não negativo, fazendo $d_i = 0$, em equilíbrio, ele sempre obterá um retorno esperado não negativo, isto é, $a(v)y_i d_i - R(D)d_i \geq 0$.

Em equilíbrio, cada banco i escolhe um par ordenado $(y_i, d_i) \gg 0$ que é a melhor resposta às estratégias adotadas pelos demais bancos. Essa solução deve satisfazer as condições de primeira ordem:

$$p(y_i)[a(v)y_i - R(D) - R'(D)d_i] = 0 \quad (2)$$

$$p'(y_i)[a(v)y_i - R(D)]d_i + p(y_i)d_i = 0 \quad (3)$$

Assumindo que o equilíbrio é simétrico, a solução torna-se $(y_i, d_i) = (y, d)$ para cada banco i . Desse modo, as condições de primeira ordem ficam simplificadas para:

$$a(v)y - R(D) - R'(D)d = 0 \quad (4)$$

$$p'(y)[a(v)y - R(D)] + p(y) = 0 \quad (5)$$

implicando que:

$$-\frac{p(y)}{p'(y)} = a(v)y - R(nd) = R'(nd)d \quad (6)$$

Dadas as hipóteses assumidas sobre a função $p(y)$, um aumento de y implica uma redução em $[-p(y)/p'(y)]$. Portanto, uma expansão da carteira de investimento provoca aumento de risco tomado pelos bancos e redução da taxa de retorno.

Para verificar como se comporta o risco bancário quando aumenta a competição, considere-se que a oferta de depósitos seja limitada. Então, $d = D/n \rightarrow 0$, quando $n \rightarrow \infty$. Esse fato

importa que $R'(nd)d \rightarrow 0$. Daí, segue imediatamente que $a(v)y - R(nd) \rightarrow 0$ e $p(y) \rightarrow 0$. Dessa forma, y converge para \bar{y} , ou seja, o lucro do banco convergiria para zero.

Portanto, o efeito do aumento da competição é tornar cada banco muito pequeno relativamente ao tamanho do mercado de depósitos. Esse fato reduz a importância do efeito preço, $R'(nd)d$, nas decisões do banco. Como consequência, os bancos se comportam como se estivessem em competição perfeita, expandindo seus negócios enquanto for possível fazer lucro positivo. O equilíbrio requer que o lucro convirja para zero e isso implica que os bancos terão incentivos a aceitar riscos elevados. No limite, quando $n \rightarrow \infty$, os bancos escolhem investimentos excessivamente arriscados numa tentativa de obter lucro positivo.

3 MODELO ECONOMÉTRICO

Para testar a hipótese de que a concentração do mercado bancário afeta a estabilidade financeira, será estimado o seguinte modelo econométrico para dados em painel dinâmico:

$$ZSCORE_{i,t} = \beta_1 ZSCORE_{i,t-1} + \beta_2 CR3_{i,t} + \beta_3 PIB_{i,t} + \beta_4 IPC_{i,t} + \gamma_k X_{i,t} + \alpha + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

em que $i = 1, 2, \dots, N$ indexa os países, $t = 1, 2, \dots, T$ é o tempo, $ZSCORE_{i,t}$ representa uma medida de estabilidade financeira do sistema bancário; $CR3_{i,t}$ é um indicador de concentração da indústria bancária; $PIB_{i,t}$ é a taxa de crescimento real do produto interno bruto; $IPC_{i,t}$ denota o coeficiente de variação do índice de preços ao consumidor; $X_{i,t}$ é um vetor de k variáveis de controle que caracterizam o sistema financeiro e a política de regulação bancária; $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \gamma_k$ e α são parâmetros a serem estimados; η_i é uma variável não observável, que captura características idiossincráticas do país e que é constante no tempo; e $\varepsilon_{i,t} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Pretende-se testar as hipóteses adiante discutidas. É esperado que $\beta_1 \in (0,1)$, o qual representa a persistência das condições de estabilidade financeira da economia. Um sinal positivo e significativo de β_2 permite inferir que os mercados bancários mais concentrados apresentam maior estabilidade financeira, corroborando o modelo teórico de Allen e Gale (2004). Um sinal positivo e estatisticamente significativo para o parâmetro β_3 denota que a estabilidade financeira é pró-cíclica, ou seja, durante os ciclos de crescimento da economia, o retorno dos ativos bancários aumenta ou torna-se mais estável e os bancos acumulam mais capital. Já um sinal negativo e estatisticamente significativo para β_4 é uma forte indicação de que processos de ajuste na política monetária, que provoquem aumento da volatilidade do nível de preços, prejudicam a estabilidade financeira.

O principal problema a ser superado na estimação de (7) é a correlação entre a variável dependente defasada e o termo de erros composto, o que torna o estimador OLS inconsistente. O estimador de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) trata adequadamente a endogeneidade da variável dependente defasada, recuperando a consistência do estimador resultante. Esse último estimador constitui um aperfeiçoamento do estimador de Arellano e Bond (1991), pois permite a utilização de instrumentos adicionais, que melhora a eficiência das estimativas obtidas.

Defasando a Equação (7),

$$ZSCORE_{i,t-1} = \beta_1 ZSCORE_{i,t-2} + \beta_2 CR3_{i,t-1} + \beta_3 PIB_{i,t-1} + \beta_4 IPC_{i,t-1} + \gamma_k X_{i,t-1} + \alpha + \eta_i + \varepsilon_{i,t-1} \quad (8)$$

observa-se que o regressor $ZSCORE_{i,t-1}$ é correlacionado com η_i e com $\varepsilon_{i,t-1}$. Por essa razão, a aplicação de técnicas de painel estático produz estimativas inconsistentes.

A eliminação dos efeitos fixos é feita subtraindo a Equação (8) da Equação (7), devendo o modelo transformado ser estimado a partir do uso de instrumentos adequados para contornar a correlação existente entre $(ZSCORE_{i,t-1} - ZSCORE_{i,t-2})$ e $(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})$.

De acordo com a metodologia desenvolvida por Arellano e Bond (1991), pode-se utilizar as próprias defasagens da variável explicativa $ZSCORE_{i,t-1}$ em nível, pois elas são correlacionadas com $\Delta ZSCORE_{i,t-1}$ e não têm correlação com $\Delta \varepsilon_{i,t}$, para estimar o modelo em primeira diferença,

desde que se cumpram as seguintes hipóteses: 1) exogeneidade fraca das covariáveis; e 2) ausência de correlação serial do termo de erro.

A escolha dos instrumentos deve atender duas condições: 1) as variáveis instrumentais não devem ser correlacionadas com o termo de erro; e 2) deve haver correlação entre as variáveis instrumentais e as variáveis explicativas do modelo. Caso a primeira dessas condições não seja satisfeita, o estimador GMM será inconsistente e produzirá estimativas viesadas. Na hipótese em que se cumpra a primeira condição, mas a correlação entre os instrumentos e as variáveis explicativas seja baixa, incorre-se no problema de instrumentos fracos.

Arellano e Bond (1991) derivaram um estimador em dois estágios a partir das condições de momento acima referidas. No primeiro estágio, considera-se que os erros são independentes e homocedásticos entre os indivíduos e ao longo do tempo. No segundo estágio, são usados os resíduos do passo precedente como estimativa consistente da matriz de variância-covariância, o que permite relaxar nessa etapa a hipótese de que os erros são independentes e homocedásticos. As simulações feitas pelos autores mostraram que o estimador em dois estágios é mais eficiente.

Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) identificaram que as variáveis defasadas em nível eram frequentemente instrumentos fracos, inclusive em grandes amostras, devido à persistência das variáveis explicativas. Para resolver esse problema, eles propuseram uma modificação no estimador original de Arellano e Bond (1991) que consiste numa metodologia que combina um sistema de regressões em diferenças com regressão em nível. Os instrumentos para as regressões em diferença são os mesmos propostos por Arellano e Bond (1991), enquanto as variáveis instrumentais da regressão em nível são constituídas pelas defasagens da variável explicativa endógena em diferenças. Usando a hipótese de estacionariedade do painel, Blundell e Bond (1998) demonstraram que o estimador proposto é mais eficiente, ou seja, apresenta menor variância do que o estimador de Arellano e Bond (1991).

Os dois estimadores ora discutidos, *Difference GMM* e *System GMM*, podem apresentar deficiências quando aplicados a problemas com pequeno número de unidades *cross-section*. Nessa situação, os erros-padrão assintóticos do estimador em dois estágios são viesados para baixo, enquanto o estimador em um estágio é assintoticamente ineficiente mesmo na presença de homocedasticidade. Note-se que a matriz de pesos usada para estimação dos parâmetros no segundo estágio é baseada em estimativas iniciais consistentes dos parâmetros. Assim, Windmeijer (2005) identificou que a variação extra, decorrente da presença desses parâmetros estimados no peso da matriz, justifica a diferença entre os desvios-padrão em amostras pequenas e a variância assintótica do estimador *System GMM* em dois estágios. Desse modo, o referido autor estimou tal diferença e a partir dela propôs um mecanismo de correção da variância estimada para amostras finitas. Simulações de Monte Carlo mostraram que a estimativa corrigida da matriz de variância produz resultados mais precisos em amostras finitas. Assim sendo, quando aplicada a correção proposta por Windmeijer (2005), garante-se que o estimador *System GMM* em dois estágios fornece erros-padrão não viesados em amostras pequenas.

Outra dificuldade encontrada na aplicação desse estimador é o excesso de instrumentos disponíveis relativamente às condições de momento existentes, o que pode causar problema de sobreidentificação. Para verificar se os instrumentos são válidos, deve-se realizar o teste de sobreidentificação proposto por Hansen-Sargan, cuja hipótese nula é dada por $E_t[Z_{it}\varepsilon_{it}] = 0$. A estatística de teste apresenta distribuição qui-quadrado com $(q - k)$ graus de liberdade, em que q e k são, respectivamente, o número de condições de momento e o número de parâmetros estimados.

Como destacado anteriormente, as condições de momento usadas na construção do estimador *System GMM* são válidas apenas se os erros não são autocorrelacionados. O teste de autocorrelação é aplicado para a equação em primeira diferença. Normalmente, rejeita-se a hipótese nula de autocorrelação de primeira ordem para o modelo em primeira diferença, sem que esse fato constitua problema de mal-especificação do modelo. A hipótese nula para a autocorrelação de segunda ordem é dada por $E_t[\Delta\varepsilon_{it}\Delta\varepsilon_{it-2}] = 0$. A não rejeição dessa hipótese sinaliza que as condições de momento utilizadas são válidas.

4 RESULTADOS

4.1. DESCRIÇÃO DOS DADOS

Os dados utilizados no estudo provêm dos bancos de dados “A new database on financial development and structure” e “Bank regulation and supervision”, do Banco Mundial, e do banco de dados “Systemic banking crises: a new database”, do Fundo Monetário Internacional.

A primeira base de dados dissemina indicadores de desempenho e de estrutura do mercado financeiro e do mercado de capitais para um conjunto de 207 países e regiões econômicas, com periodicidade anual, desde 1960. Os metadados dessa base de dados podem ser encontrados em Beck, Demirgüç-Kunt e Levine (2009).

O banco de dados “Bank regulation and supervision” contém informações sobre o marco regulatório da indústria bancária em 142 países. Nessa base de dados, encontram-se informações sobre estrutura de supervisão bancária, disciplina de mercado, regulamentos de capital, normas de contabilização, mecanismos de proteção de depositantes, limites de diversificação de risco, normalização de auditoria externa, barreiras de entrada na indústria bancária, entre outros elementos próprios da regulação do setor financeiro. Os metadados da base de dados encontram-se descritos em Barth, Caprio e Levine (2008).

A terceira base de dados documenta 124 episódios de crises financeiras sistêmicas ocorridos desde 1970. Entre as informações disponíveis, destacam-se as causas que deram origem à crise bancária, o volume de perdas de ativos financeiros, o custo fiscal de restauração da estabilidade financeira, a perda de produto decorrente da contaminação da economia real e os principais instrumentos de política usados para restabelecer a ordem econômica. Os metadados dessa base de dados encontram-se descritos em Laeven e Valencia (2008)⁴.

O indicador ZSCORE será utilizado como medida de estabilidade financeira. Conforme discutido em Laeven e Levine (2006), Beck e Laeven (2006) e Uhde e Heimeshoff (2009), a variável ZSCORE denota uma medida de solvência do sistema bancário, sendo definida por:

$$ZSCORE = \frac{ROA+K}{DP(ROA)} \quad (9)$$

em que ROA representa o retorno do ativo; K é a razão entre capital e ativo; e DP(ROA) é o desvio-padrão do retorno do ativo nos últimos cinco anos. A variável ZSCORE, portanto, agrega três componentes. O desempenho do setor financeiro nacional é avaliado pelo nível de capitalização e pela capacidade de produzir rendas. Esses dois componentes são, então, ponderados pelo inverso da volatilidade do retorno do ativo. Para os países integrantes do painel, o indicador ZSCORE encontra-se disponível a partir de 1987, com frequência anual.

A concentração bancária é avaliada pela variável CR3, que representa a razão entre o total de ativos dos três maiores bancos e o valor agregado dos ativos do setor bancário do país. Esse indicador é calculado a partir do consolidado bancário da Fitch’s BankScope. Outras medidas de concentração têm sido utilizadas na literatura. Berger, Klapper e Turk-Ariss (2008) trabalharam com o índice de Herfindahl-Hirschman. Schaeck, Cihak e Wolfe (2006) utilizaram a H-Statistic como medida de poder de mercado. Essa última estatística representa a soma das elasticidades das receitas dos bancos com respeito aos custos de fatores. Contudo, tais variáveis não se encontram disponíveis ao público e seu cômputo exige considerável esforço de agregação de dados microeconômicos. Além disso, observa-se que a escolha da medida de concentração ou de grau de competição não altera significativamente os resultados obtidos. Por essas razões, julgou-se

⁴ O cruzamento das bases de dados antes referidas permitiram organizar um painel balanceado que cobre o período de 1987 a 2007 para os seguintes 41 países: África do Sul, Alemanha, Argentina, Austrália, Áustria, Bahrain, Bélgica, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, Coreia do Sul, Costa Rica, Dinamarca, Egito, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, Filipinas, França, Grécia, Holanda, Hungria, Índia, Irlanda, Israel, Itália, Japão, Luxemburgo, México, Nigéria, Noruega, Omã, Peru, Polônia, Portugal, Reino Unido, Rússia, Suécia, Uruguai e Venezuela.

conveniente trabalhar com a série CR3, que está disponível para um conjunto amplo de países desde 1987 e representa o universo da indústria bancária. Segundo esse critério, Estados Unidos, Índia, Luxemburgo e Rússia possuem baixa concentração de mercado com média inferior a 0,35, no período de 2005-2007. Os mercados bancários mais concentrados, com média superior a 0,85, no mesmo triênio, localizam-se na Finlândia, Noruega, Portugal e Suécia.

Com vistas a captar o efeito dos ciclos reais de negócios sobre a estabilidade financeira, foram incorporadas ao modelo a taxa de crescimento real do produto interno bruto (PIB) e o coeficiente de variação do índice de preços ao consumidor (IPC). A eficiência econômica do sistema financeiro é captada pela variável CTOPE, sendo calculada como a razão entre o custo operacional total e as receitas totais dos bancos comerciais; e pela variável ML, que denota a margem líquida de intermediação financeira segundo o conceito de *spread* bancário. Com vistas a avaliar o efeito do mercado de capitais sobre o desempenho do mercado financeiro, será incluída a variável *MERCAP* como regressor, que representa a razão entre o valor das ações negociadas em bolsa de valores e o produto interno bruto. Na Tabela 1, é apresentado um resumo estatístico das variáveis acima discutidas.

Tabela 1. Estatísticas descritivas da amostra.

Variável	Nº Obs.	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
ZSCORE	861	10,11	10,13	0,09	128,67
CR3	861	66,73	22,45	7,01	99,92
PIB	861	2,60	3,31	-14,56	16,23
IPC	861	0,64	1,32	0,00	21,87
ML	861	4,37	3,17	1,00	24,00
CTOPE	861	68,08	18,61	18,28	168,87
MERCAP	861	0,30	0,48	0,01	3,78

Fonte: Banco Mundial.

Para controlar a regressão por nível de renda, foi incluída no modelo uma variável *dummy* que assume o valor 1 caso a renda nacional per capita do país seja maior do que US\$11,906 dólares e 0 caso contrário. Essa definição segue o critério adotado pelo Banco Mundial para classificação de seus 186 países-membro por nível de rendimento.

Com vistas a controlar os efeitos da regulação bancária, serão utilizadas como regressores as seguintes variáveis *dummies*:

- DSDEPOS – Variável qualitativa que assume o valor 1 quando existe no país mecanismo institucional de proteção do depositante contra risco de *default* dos bancos e 0 em caso contrário;
- DRCMERC – Variável qualitativa que assume o valor 1 caso o país adote uma política de exigência de capital regulamentar que leve em consideração o risco de mercado das operações ativas dos bancos e 0 em caso contrário.

Finalmente, para avaliar se o indicador de estabilidade financeira adotado como variável dependente é sensível a episódios de crises, será usada a variável *dummy* DCRISE, que assume o valor 1 nos períodos em que o país tenha passado por crises financeiras, segundo os critérios adotados pelo FMI, cuja descrição metodológica pode ser encontrada em Caprio, Klugebiel e Laeven (2005), e 0 nos períodos de normalidade.

4.2. TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

O estimador proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) assume estacionariedade dos dados em painel. A fim de verificar o cumprimento dessa hipótese, foram realizados os testes de raiz unitária propostos por Levin, Lin e Shu (2002), Im, Pesaran e Shin (2003) e Maddala e Wu(1999), os quais serão abreviados por LLC, IPS e Fisher, respectivamente.

O teste LLC assume que há independência entre os indivíduos que compõem o painel. A hipótese nula é que cada série individualmente contém raiz unitária contra a hipótese alternativa de que as séries são estacionárias. A equação de teste é dada por:

$$\Delta y_{it} = \rho y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{k_i} \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

em que d_{mt} indica o vetor de variáveis determinísticas e α_{mi} corresponde ao vetor de coeficientes para o modelo $m = 1, 2$ e 3 . Especificamente, $d_{1t} = \{\emptyset\}$, $d_{2t} = \{1\}$ e $d_{3t} = \{1, t\}$ representam, respectivamente, a equação de teste sem inclusão de termos deterministas, com inclusão de termo constante e com a inclusão de constante e de tendência. A escolha de m e k_i deverá ser feita de modo que ε_{it} não apresente autocorrelação serial.

A implementação do teste é feita em três etapas. Primeiro, estima-se uma regressão para cada *cross-section* separadamente com o objetivo de identificar o número ótimo de defasagens. Para dado T , escolhe-se $k_{m\acute{a}x}$ e examina-se por meio da estatística t se uma ordem de defasagem inferior é mais adequada. Uma vez definido k_i , deve-se regredir Δy_{it} sobre $\Delta y_{i,t-L}$ e d_{mt} para obter $\hat{\varepsilon}_{it}$; e regredir y_{it-1} sobre $\Delta y_{i,t-L}$ e d_{mt} para obter \tilde{v}_{it} em que $L = 1, \dots, k_i$. Para controlar a heterogeneidade entre os indivíduos, os erros devem ser normalizados. O segundo passo consiste em estimar a variância de longo prazo da equação (10) sob a hipótese nula de raiz unitária. Essa estatística será usada para cálculo da estatística t ajustada da equação de teste de raiz unitária. No último passo, regride-se $\tilde{\varepsilon}_{it} = \rho \tilde{v}_{it} + \tilde{\xi}_{it}$, em que $\tilde{\varepsilon}_{it}$ e \tilde{v}_{it} são os resíduos padronizados obtidos na primeira etapa e $\tilde{\xi}_{it}$ é um ruído branco. Esta última regressão possui $N\tilde{T}$ observações, em que $\tilde{T} = T - \bar{k} - 1$ e $\bar{k} = \sum_{i=1}^N k_i / N$. A estatística de teste para a hipótese nula $H_0: \rho = 0$ é dada por $t_\sigma = \hat{\rho} / \sigma(\hat{\rho})$.

O teste IPS é menos restritivo, pois permite heterogeneidade no parâmetro autorregressivo de primeira ordem sob a hipótese alternativa. A hipótese nula do teste é que todas as séries têm raiz unitária, isto é, $H_0: \rho_i = 0$ para todo i . A hipótese alternativa permite que haja raiz unitária para alguns (mas não todos) indivíduos do painel:

$$H_1: \rho_i < 0 \text{ para } i = 1, 2, \dots, N_1; \text{ e } \rho_i = 0 \text{ para } i = N_1 + 1, \dots, N \quad (11)$$

devendo a fração de indivíduos que é estacionária ser não nula, isto é, $\lim_{N \rightarrow \infty} (N_1/N) = \delta$, em que $0 < \delta \leq 1$. A equação de teste é dada por:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{k_i} \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

A estatística t-bar do teste IPS é definida como a média dos testes Dickey-Fuller aumentado (ADF) individuais.

O teste de Fisher é uma versão multivariada dos testes de Dickey-Fuller e de Phillips-Perron proposta por Maddala e Wu(1999). Esse teste consiste na realização de N testes de raiz unitária para cada indivíduo do painel. A estatística de teste é dada por $P_\lambda = -2 \sum \ln(p_i)$, sendo p_i o p-valor referente a cada indivíduo do painel. P_λ possui distribuição χ^2 com $2N$ graus de liberdade. A hipótese nula e a hipótese alternativa são as mesmas consideradas para o teste IPS. A equação de teste pode incluir termos determinísticos e o número de defasagens do termo aumentado na especificação ADF deve ser determinado de modo a produzir resíduos não correlacionados.

Choi (2001 apud Baltagi, 2008) propôs a seguinte estatística para o teste de Fisher:

$$Z = \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{i=1}^T \Phi^{-1}(p_i) \quad (13)$$

em que Φ é a função de distribuição acumulada normal. Como $0 \leq p_i \leq 1$, então $\Phi^{-1}(p_i)$ possui distribuição $N(0, 1)$. O autor demonstrou que quando T vai para infinito, Z converge para $N(0, 1)$.

Os resultados dos testes de raiz unitária são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2. Testes de raiz unitária.

Variável	LLC		IPS			Fisher-ADF			
	t-valor	TD	Lag ⁽¹⁾	t-bar	TD	Lag ⁽¹⁾	Choi Z	TD	Lag ⁽¹⁾
ZSCORE	-9,2***	{1}	0,62	-7,2***	{1}	0,62	-6,2***	{1}	0,62
CR3	-5,6***	{1}	0,97	-5,6***	{1}	0,94	-4,74***	{1}	0,97
PIB	-9,1***	{1}	0,26	-9,8***	{1}	0,26	-9,6***	{1}	0,26
IPC	-5,4***	{1}	0,59	-6,1***	{1}	0,59	-6,1***	{1}	0,59
ML	-6,0***	{1}	0,27	-6,1***	{1}	0,27	-6,0***	{1}	0,27
CTOPE	-11,4***	{1}	0,41	-9,9***	{1}	0,40	-8,9***	{1}	0,40
MERCAP	-7,4***	{1,t}	0,81	-5,8***	{1}	0,80	-4,3***	{1}	0,80

NOTA: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

(1) Corresponde à média das defasagens selecionadas nas equações individuais.

Os casos de presença de correlação serial nos resíduos foram tratados com a inclusão de termos aumentados na equação de teste de raiz unitária. Para definição do número máximo de defasagem, usou-se a regra $L_{max} = T^{1/4} + 2$, conforme recomendação de Hayashi (2000, p.594) para pequenas amostras, em que $T = 21$ é o número de períodos de tempo do painel. Desse modo, $L_{max} = 4$ ficou determinado como sendo o número máximo de defasagens na equação de teste de cada país. A escolha de k_i em cada equação individual foi delimitada pelo critério de informação de Schwarz. Para fins de realização do teste LLC, a estimação da variância de longo prazo foi feita com base no método kernel de Bartlett, enquanto a seleção do *bandwidth* (janela) foi definida pelo método de Newey-West.

Conforme se pode observar na Tabela 2, ao nível de significância de 5%, rejeita-se a hipótese de que as séries possuem raiz unitária, importando que o painel de dados é estacionário. Essa conclusão é unânime entre os três testes realizados.

4.3 MODELOS ESTIMADOS

Na Tabela 3, são apresentados os resultados das estimativas realizadas. Em todas as especificações do modelo, ZSCORE é a variável dependente. Foram usados, como instrumentos correspondentes às condições de momento, valores defasados tanto em nível quanto em primeira diferença das variáveis explicativas e da variável dependente. Em cada regressão estimada, testes de diagnósticos dos resíduos são apresentados de modo a certificar a robustez do modelo estimado.

Tabela 3. Sistema GMM em dois estágios - variável dependente ZSCORE.

Variável explicativa	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ZSCORE _{t-1}	0,4530*** (0,037)	0,4420*** (0,0061)	0,4149*** (0,0068)	0,4046*** (0,0109)	0,4268*** (0,0109)
CR3	0,1553*** (0,0046)	0,1567*** (0,0118)	0,1657*** (0,0204)	0,1869*** (0,0186)	0,1359*** (0,0233)
PIB	0,0265* (0,0160)	0,1040*** (0,0144)	0,1049*** (0,0214)	0,0835*** (0,0245)	0,1092*** (0,0233)
IPC	-0,0664*** (0,0432)	-0,0950*** (0,0269)	-0,0572* (0,0337)	-0,0693** (0,0310)	-0,0558 (0,0479)
ML		0,4401*** (0,0366)	0,3526*** (0,1070)	0,3254*** (0,1014)	0,3742*** (0,1193)
CTOPE		-0,0301*** (0,0035)	-0,0327*** (0,0054)	-0,0302*** (0,0048)	-0,0306*** (0,0058)
MERCAP		-0,0160*** (0,0024)	-0,0170*** (0,0028)	-0,0173*** (0,0022)	-0,0182*** (0,0169)
DSDEPOS*CR3			-0,1211*** (0,0173)	-0,1391*** (0,0212)	-0,1226*** (0,0169)
DRMERC*CR3			0,1498*** (0,0096)	0,1587*** (0,0117)	0,1134*** (0,0176)
DCRISE*CR3				-0,0115*** (0,0045)	-0,0095** (0,0039)
DRENDA*CR3					0,0527*** (0,0200)
Constante	-5,0341*** (0,3138)	-4,6080*** (0,5614)	-3,2634*** (1,3757)	-3,4817*** (1,1757)	-2,0424 (1,3327)
Número de observações	820	820	820	820	820
AR1(p-valor)	0,159	0,161	0,162	0,170	0,154
AR2(p-valor)	0,210	0,251	0,231	0,258	0,227
Sargan(p-valor)	0,351	0,421	0,409	0,564	0,529

Nota: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Desvio-padrão entre parênteses.

O teste de sobreidentificação de Sargan mostra-se não significativo em todas as especificações do modelo. Esse resultado indica que os instrumentos utilizados na estimação do painel dinâmico são válidos, ou seja, definem condições de momento ortogonais ao termo de erro.

O teste de autocorrelação dos resíduos de Arellano e Bond (1991) rejeita a hipótese de autocorrelação de primeira e de segunda ordem para as equações em primeira diferença em todas as especificações estimadas do modelo. Portanto, cumprem-se as condições de momento utilizadas na estimação do painel dinâmico.

A primeira estimação corresponde à formulação do modelo teórico discutido na seção (2) em que o desempenho do sistema financeiro depende da estrutura de mercado e das condições macroeconômicas vigentes. O coeficiente da variável dependente defasada (ZSCORE_{t-1}) é positivo e altamente significativo. Seu valor situa-se entre 0,40 e 0,45 nas especificações do modelo estimado, sugerindo que a estabilidade financeira não segue um processo fortemente persistente.

A variável explicativa concentração bancária (CR3) apresentou correlação positiva e significativa ao nível de significância de 1% nas especificações (1) e (2) do modelo. Esse resultado fornece evidências de que o aumento da concentração da indústria bancária favorece a estabilidade financeira, corroborando a argumentação teórica anteriormente discutida. Na Tabela 4, a estimativa obtida é confrontada com os resultados encontrados na literatura internacional.

Tabela 4. Relação entre estabilidade financeira e concentração de mercado.

Trabalhos empíricos	Período	Região	Coefficiente
Este estudo	1987-2007	Painel de 41 países	0,155
Beck, Demirgüç-Kunt e Levine (2006)	1980-1997	Painel de 70 países	0,040
Berger, Klapper e Turk-Ariss (2008)	1999-2005	Painel de 23 países ricos	8,718
Uhde e Heimeshoff (2009)	1997-2005	União Européia	-23,932

É oportuno destacar que a diferença de magnitude dos coeficientes estimados se deve às diferentes unidades de medida utilizadas nos respectivos trabalhos. Beck, Demirgüç-Kunt e Levine (2006) e Berger, Klapper e Turk-Ariss (2008) encontram uma associação positiva entre estabilidade financeira e concentração de mercado. Beck, Demirgüç-Kunt e Levine (2006) empregaram a razão de concentração (CR3) como medida de concentração, enquanto Berger, Klapper e Turk-Ariss (2008) utilizaram o índice de Herfindahl-Hirschman. Uhde e Heimeshoff (2009) encontraram uma relação negativa entre ZSCORE e razão de concentração. Contudo, ao regredirem cada componente do ZSCORE contra as medidas de concentração, os resultados se mostraram diferentes. Os referidos autores identificaram que o retorno do ativo (ROA) ajustado pelo risco é positivamente correlacionado com a variável *dummy* indicativa de razão de concentração superior a 80%. Além disso, a variável CR5, que mede a participação das cinco maiores instituições financeiras no mercado bancário, apresenta associação positiva com a razão de capital. Portanto, o resultado geral encontrado por Uhde e Heimeshoff (2009) parece ter sido fortemente influenciado pelo terceiro componente do indicador ZSCORE, que capta a volatilidade do retorno do ativo.

O sinal do coeficiente da variável taxa de crescimento real do produto (*PIB*) é positivo em todas as especificações do modelo, denotando que a estabilidade financeira é pró-cíclica. Considerando que durante as fases de expansão da renda os bancos aumentam a oferta de crédito, espera-se que a razão de capital se reduza. Desse modo, para que haja crescimento da variável ZSCORE a rentabilidade do ativo deve crescer de forma consistente e estável à medida que o produto da economia aumenta. Tal situação mostra-se plausível, visto que a taxa de reembolso de crédito aumenta durante os ciclos de crescimento da renda. Em estudo empírico, Beckmann (2007) encontrou uma relação positiva entre a primeira defasagem da taxa de crescimento do produto e a rentabilidade dos ativos financeiros para um painel de bancos de 16 países da Europa Ocidental durante o período de 1979-2003. Isso reitera a tese de que estabilidade financeira e crescimento econômico possuem correlação positiva.

Identificou-se que a estabilidade financeira apresenta correlação negativa significativa com o coeficiente de variação do nível de preços (IPC). Esse fato pode ser explicado pela rigidez dos contratos financeiros. Dado que grandes alterações no nível de preços exigem ajustamentos da taxa de juros nominal da economia, o setor financeiro pode incorrer em perda de receitas enquanto seus contratos não forem reajustados. Além disso, sabe-se que durante processos de desinflação pode haver algum sacrifício de crescimento do produto, o que também prejudicaria a estabilidade financeira.

Na segunda especificação do modelo, são acrescentadas à regressão duas variáveis que são associadas ao desempenho do sistema financeiro e uma variável que capta a inter-relação do mercado bancário com o mercado de capitais.

A margem líquida de intermediação financeira (ML) apresenta correlação positiva com a *proxy* de estabilidade financeira. Em todas as especificações do modelo, o coeficiente estimado é significativo a 1% de significância. Tal resultado mostra que indústrias bancárias que operam com maior *spread* têm maior capacidade de gerar renda e acumular capital, o que melhora a estabilidade financeira. Esse resultado foi também encontrado por Uhde e Heimeshoff (2009) para a indústria bancária da União Europeia.

A estabilidade financeira está associada à eficiência com que os bancos gerenciam seus custos operacionais. É o que revela as estimativas associadas à variável explicativa CTOPE. Portanto, indústrias bancárias que possuem elevados custos operacionais, *coeteris paribus*, não são

capazes de gerar resultados suficientes para manter adequada razão de capital para suportar choques econômicos desfavoráveis. Para os bancos da União Europeia, Uhde e Heimeshoff (2009) acharam um coeficiente associado à variável CTOPE de -0,0152 significativa a 1%. Esse valor pouco se altera, indo para -0,0137, com nível de significância de 5%, quando o índice de Herfindahl-Hirschman é usado como medida de concentração bancária.

A variável *MERCAP* capta o efeito da coexistência do mercado de capitais na estabilidade financeira. Esse regressor representa a razão entre as operações realizadas em bolsa de valores e o PIB, permitindo avaliar a dimensão da importância do mercado de capitais no processo de captação e alocação da poupança para financiamento de investimentos produtivos. Nessa regressão, o coeficiente estimado é negativo e significativo ao nível de significância de 1%. O resultado encontrado mostra que países que possuem mercados de capitais mais desenvolvidos teriam, *coeteris paribus*, sistema financeiro mais fragilizados. Essa situação pode ser explicada pela concorrência entre o mercado de capitais e o mercado de intermediação financeira. As empresas de maior porte e de menor risco teriam sua necessidade de financiamento supridas pela emissão de ações, enquanto os bancos disputariam um mercado residual, formado por empresas de maior risco. Outra possível explicação pode ser encontrada no fato de que, no mercado de capitais, há maior assimetria de informações. Desse modo, economias em que o mercado de capitais é predominante ficariam sujeitas a frequentes variações de preço de ativos, o que poderia desestabilizar o sistema financeiro.

O impacto da política de regulação bancária na estabilidade financeira é avaliado pela inclusão de variáveis *dummies* que interagem com o regressor indicativo de concentração bancária (CR3). Na especificação 3 do modelo, encontra-se que a presença de seguro de depósitos reduz o efeito relativo de (CR3) sobre a estabilidade financeira. Esse resultado pode estar associado a risco moral, ou seja, o depositante, sabendo que possui proteção contra risco de *default*, não procura avaliar o risco da instituição financeira depositária. Esse resultado aparentemente estranho guarda conformidade com proposição demonstrada por Inderst e Mueller (2008), segundo a qual os bancos que têm acesso a depósitos segurados expandem excessivamente suas operações sem adequada cobertura de risco. Identificou-se também um efeito favorável à estabilidade financeira decorrente da política de exigência de capital baseada em risco de mercado. Para os países em que o risco de mercado é considerado para fins de exigência de capital regulamentar, o coeficiente da variável CR3 eleva-se mais de 80%, de 0,1359 para 0,2493.

Na quarta especificação do modelo, tenta-se examinar se o indicador ZSCORE é sensível a choques financeiros. A relação negativa encontrada para a *dummy* temporal DCRISE revela que o indicador ZSCORE é adequado como sinalizador de estabilidade financeira, pois durante os períodos em que se registraram crises financeiras, segundo os critérios definidos por Laeven e Valencia (2008), o coeficiente associado à variável CR3 reduz-se em 7%.

Os países ricos apresentam maior estabilidade financeira. É o que revela o coeficiente positivo e significativo a 1% da variável *dummy* interativa DRENDA, conforme apresentado na coluna (5) da Tabela 3. Para esse grupo de países, o coeficiente da variável CR3 é cerca de 40% maior do que o valor obtido para os demais países. Considerando que nesses países o retorno do ativo e a razão de capital dos bancos são menores, a fonte de estabilidade financeira dos países ricos se encontra na regularidade do retorno dos ativos bancários e na estabilidade macroeconômica.

É interessante observar a estabilidade do modelo estimado entre as diversas especificações contidas na Tabela 3. Não houve variação nos sinais dos coeficientes estimados entre as colunas da tabela. Além disso, a magnitude das estimativas mudou apenas marginalmente com a inclusão de novos controles na regressão. Pode-se, então, tomar o modelo mais completo da coluna (5) como o mais relevante para se analisar os determinantes da estabilidade financeira entre os 41 países do painel no período recente.

5 CONCLUSÃO

O objetivo deste estudo foi investigar, mediante estimação de um painel dinâmico, os efeitos da estrutura de mercado, da regulação bancária e do ambiente macroeconômico sobre a estabilidade financeira. Para tanto, montou-se um painel balanceado com 41 países no período de 1987 a 2007. A evidência empírica aplicou os estimadores de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), que aprimoraram o estimador original de Arellano e Bond (1991).

A principal hipótese adotada é proveniente do modelo de competição-fragilidade, desenvolvido por Allen e Gale (2004), em que uma estrutura de mercado mais competitiva erode o poder de mercado dos bancos, reduzindo suas margens financeiras. Essa situação estimula os bancos a tomar maiores riscos a fim de obter lucro positivo, provocando instabilidade financeira.

Os resultados empíricos encontrados dão suporte à tese de que maior concentração de mercado está associada à maior estabilidade do sistema financeiro, reiterando as conclusões de Beck, Demirgüç-Kunt e Levine (2006) e Berger, Klapper e Turk-Ariss (2008). Essas evidências se mantêm inalteradas quando se controla as regressões estimadas para fatores econômicos e institucionais dos países.

A estabilidade financeira é significativamente influenciada pelas condições macroeconômicas do país. A correlação positiva entre a variável dependente ZSCORE e a taxa de crescimento do produto interno bruto indica que a estabilidade financeira é pró-cíclica. Ou seja, durante as fases de recessão econômica, o risco dos bancos se eleva, levando-os a utilizar reservas de capital (ou provisões) para cobertura de perdas. O reconhecimento de perdas de crédito, que nesse período se tornam mais prováveis, contribui para a redução do capital dos bancos. Além disso, a taxa de reembolso de crédito é positivamente correlacionada com o produto, indicando que a rentabilidade do ativo deverá cair junto com o nível de atividade econômica. Desse modo, os primeiros dois componentes da variável ZSCORE se reduzem, enquanto a variância do retorno se eleva, caracterizando um aumento da instabilidade financeira.

A política monetária também exerce efeito na estabilidade financeira, visto que variações no nível de preços provocam custos de ajustamento da taxa de juros das operações bancárias, bem como perdas potenciais decorrentes de variação de preços de ativos. Sobre esse aspecto, identificou-se que a adoção de políticas de regulação bancária, no sentido de exigir capital regulamentar mínimo com base em risco de mercado, concorre para melhorar a solidez do sistema financeiro.

Foram encontradas evidências de que a presença de mecanismos de seguro de depósitos não melhora a estabilidade financeira. Embora o seguro de depósitos seja um instrumento eficaz para evitar corridas bancárias, essa proteção contribui para moderação da disciplina de mercado. Com os depósitos amparáveis por seguro, os depositantes relaxam o esforço de monitoramento de riscos do banco depositário. Em consequência, os controladores dos bancos têm incentivos em apoiar financeiramente projetos cujo retorno esperado é mais elevado, mas que tem probabilidade de sucesso relativamente pequena. Portanto, *coeteris paribus*, o efeito do seguro de depósitos é aumentar a exposição dos bancos a riscos, podendo causar instabilidade financeira.

O estudo revelou ainda indícios de que quanto maior for a presença do mercado de capitais na economia do país, menos estável será o mercado financeiro. Acredita-se que o mercado de capitais seja mais susceptível à transmissão de choques não fundamentados e, em razão da alta liquidez, verifica-se maior volatilidade no preço dos ativos financeiros. Por outro lado, o mercado de capitais financia as empresas de maior porte, melhor organizadas e experientes, que exploram atividades econômicas menos arriscadas, enquanto os bancos trabalham com os empreendimentos relativamente mais arriscados.

Os países que possuem renda alta apresentam maior estabilidade financeira via maior concentração de mercado. A fonte de estabilidade financeira dos países ricos se encontra na regularidade do retorno dos ativos bancários e na estabilidade macroeconômica. Com efeito, verifica-se que o coeficiente de variação do produto interno bruto e do índice de preços ao consumidor é cerca de duas vezes menor nas nações desenvolvidas. Os países ricos apresentam

menor margem líquida de intermediação financeira, que é de apenas 2,7% ao ano, enquanto nos demais países é de 6,7% ao ano. A razão de capital dos bancos em relação ao ativo é também menor nos países ricos, situando-se em 6,7%, contra 9,3% nas demais economias, segundo dados do Fundo Monetário Internacional (2010). Portanto, considerando que a média da variável ZSCORE é 32,8% maior nos países ricos, então a variância do retorno do ativo dos bancos é o componente que explica o diferencial de estabilidade financeira entre os dois grupos de países.

Os resultados deste estudo empírico recomendam que o processo de concentração de capital no setor financeiro seja avaliado tanto em termos de ganhos de eficiência no âmbito da firma bancária como em proveito da estabilidade financeira da economia. Nesse sentido, as autorizações de fusões e aquisições, em especial as que envolvam vultosos recursos, devem ser acompanhadas de um plano de metas no qual sejam definidos compromissos que concorram para aumentar a eficiência e a solidez do sistema bancário.

Dado que a estabilidade financeira é sensível às condições macroeconômicas, a administração de um programa de estabilização de preços e do nível de atividade econômica, articulada às ações típicas da supervisão bancária, pode reforçar a política de estabilização do sistema financeiro.

Este estudo não examinou os efeitos da concentração do mercado bancário relativamente a aspectos distributivos. Portanto, futuras pesquisas poderiam ser realizadas com o propósito de verificar o impacto de uma maior concentração de mercado na oferta de produtos e serviços financeiros à população.

REFERÊNCIAS

- ALLEN, F.; GALE, D. Competition and financial stability. **Journal of money, Credit, and Banking**, v. 36, n. 3, 2004.
- ARELLANO, M.; BOND, S.R. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies Limited**, n. 58, p. 277-297, 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at instrumental variables estimation of error-component models. **Journal of Econometrics**, n. 115, p. 125-157, 1995.
- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. Chichester, West Sussex: John Wiley & Sons Ltd, 2008.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL**. Relatório de Estabilidade Financeira, n. 1, 2010.
- BARTH, J. R.; CAPRIO, G. J.; LEVINE, R. **Bank regulations are changing: for better or worse?** Washington: World Bank Policy Research Working Paper, n. 4646, 2008.
- BECK, T.; LAEVEN, L. **Resolution of failed banks by deposit insurers: cross-country evidence**. Washington: World Bank Policy Research Working Paper, n. 3920, 2006.
- BECK, T.; DEMIRGÜÇ-KUNT, A.; LEVINE, R. Bank concentration, competition, and crises: first results. **Journal of Banking & Finance**, n.30, p. 1581-1603, 2006.
- _____. Financial institutions and markets across countries and over time – data and analysis. World Bank. **Policy Research Working Paper Series**, n. 4943, 2009.
- BECKMANN, R. Profitability of western european banking systems: panel evidence on structural and cyclical determinants. Deutsche Bundesbank. **Discussion Paper Series 2: Banking and Financial Studies**, n. 17, 2007.
- BERGER, A. N.; KLAPPER, L. F.; TURK-ARISS, R. Bank competition and financial stability. World Bank. **Policy Research Working Paper**, n. 4696, 2008.

- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, 87, 1998.
- BOYD, J. H.; DE NICOLÓ, G. The theory of bank risk taking and competition revisited. **Journal of Finance**, n. 60, p.1329-1343, 2005.
- CAPRIO, G.; KLIGEBIEL, D. Bank insolvencies: cross-country experience. **World Bank Working Papers**, n. 1620, 1996.
- CAPRIO, G.; KLIGEBIEL, D.; LAEVEN, L. Appendix: Banking crises database. In Patrick Honohan and Luc Laeven (Eds.). **Systemic financial crises: containment and resolution**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.
- FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. World Economic and Financial Surveys. **Global Financial Stability Report**, n.1, 2010.
- HAYASHI, F. **Econometrics**. Princeton: Princeton University Press, 2000.
- IM, K.; PESARAN, M.; SHIN, Y. Testing for unit root in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, n.115, p. 53-74, 2003.
- INDERST, R.; MUELLER, H. M. Bank capital structure and credit decisions. **Journal of Financial Intermediation**, n. 17, p. 295-314, 2008.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. World Economic and financial Surveys. World Economic Outlook Database, 2008.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. Cyprus: Financial Sector Assessment Program Update – Technical Note – Measuring Banking Stability in Cyprus. IMF Country Report, n° 09/171, 2009.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. World Economic and Financial Surveys. **Global Financial Stability Report**, n.2, 2009.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. World Economic and Financial Surveys. **Global Financial Stability Report**, n.1, 2010.
- LAEVEN, L.; LEVINE, R. **Corporate governance, regulation and bank risk taking**. IMF and CEPR, 2006.
- LAEVEN, L.; VALENCIA, F. Systemic crises: a new database. **International Monetary Fund. Working Papers**, n. 224, 2008.
- LEVIN, A.; LIN, C.; SHU, C. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of Econometrics**, n.108, p. 108-124, 2002.
- MADDALA, G.S.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, n. 61, p. 631-652, 1999.
- SCHAECK, K.; CIHAK, M.; WOLFE, S. **Are more competitive banking systems most stable?** IMF Working Paper, n. 143, 2006.
- UHDE, A.; HEIMESHOF, U. Consolidation in banking and financial stability in Europe: empirical evidence. **Journal of Banking & Finance**, n. 33, p. 1299-1311, 2009.
- WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. **Journal of Econometrics**, n. 126, p. 25-51, 2005.