

Determinantes de Colateral em uma Economia Empresarial *

Jaimilton Carvalho[†]

Jose Angelo Divino[‡]

Jaime Orrillo[§]

Abstract

O objetivo deste trabalho foi avaliar empiricamente os determinantes de colateral exigidos pelo setor bancário em um segmento específico do mercado de crédito, segmento empresarial formal no Brasil, no horizonte de curto prazo. As evidências empíricas, amparadas em uma base de dados exclusiva, indicam a existência de fatores que podem impactar os determinantes do requerimento de colateral na concessão de crédito ao referido segmento, relacionados principalmente com características de empresários e aspectos da conjuntura macroeconômica do país. Tais evidências também sugerem a corroboração de resultados recentes da literatura no sentido de que determinantes de colateral em empréstimos bancários podem ser distintos entre diferentes mercados de crédito e entre devedores com diferentes níveis de experiência. Adicionalmente, essas evidências revelam que aqueles determinantes podem ser distintos entre diferentes unidades da federação brasileira. Os resultados empíricos foram obtidos via aplicação de regressão logística e método dos momentos generalizados (GMM).

JEL: G21; D43; E32.

Palavras-Chave: Colateral; Informação Assimétrica; Competição; Ciclo de negócios; Dados de Pannel.

*Jose A. Divino e Jaime Orrillo agradecem ao CNPq pelo suporte financeiro. Todos os erros remanescentes são de responsabilidade dos autores. As opiniões expressas neste trabalho são independentes da afiliação institucional dos autores.

[†]Banco do Brasil e Universidade Católica de Brasília. Email: jaimilton@hotmail.com

[‡]Universidade Católica de Brasília. Email: jangelo@pos.ucb.br.

[§]Universidade Católica de Brasília. Programa de Pós-Graduação em Economia. SGAN 916, office A-116, Asa Norte, Brasília - DF, Zip: 70.790-160. Brasil. Fone: +55(61)3448-7192. Fax: +55(61)3347-4797. Email: orrillo@pos.ucb.br.

1 Introdução

O objetivo deste artigo é avaliar, empiricamente, quais são os determinantes do requerimento de colateral pelo setor bancário em empréstimos empresariais na economia brasileira, levando-se em consideração tanto as características dos tomadores quanto da conjuntura macroeconômica do país.

Atualmente, as condições domésticas e externas de mercados financeiros têm mostrado que diversos fatores podem influenciar a exigência de colateral por parte dos bancos em operações de crédito para empresas.

Nesse sentido, observa-se que o requerimento de colateral em operações de crédito pode ser afetado não apenas por características dos tomadores, mas também por diversos outros aspectos do mercado financeiro, incluindo condições micro e macroeconômicas. Na literatura, essa questão vem sendo investigada teórica e empiricamente. Na modelagem de riscos financeiros, por exemplo, resultados empíricos revelam que mercados de crédito parecem funcionar de forma diferente entre devedores com distintos níveis de experiência e para empréstimos bancários comerciais com maturidades distintas, curto e longo prazo.

Alguns estudos recentes também evidenciam que o efeito conjunto de garantias físicas e pessoais pode impactar positivamente na relação entre prestador e tomador [Voordeckers e Steijvers (2006) e Ono e Uesugi (2009)]. De acordo com a teoria do colateral lender-based, proposta por Inderest e Mueller (2007), inovações tecnológicas e proximidade da oferta de crédito podem afetar as taxas de juros e o requerimento de colateral. Contudo, considerando-se também a distância organizacional na oferta de crédito, Jimenez, Salas e Saurina (2009) argumentam que o uso do colateral pode ser maior para empréstimos garantidos por prestadores locais quando comparado a outros empréstimos mais distantes geograficamente. Uma survey atual desta literatura pode ser obtida no trabalho de Berger et al. (2011), no qual consideram sobre possíveis benefícios provenientes de avanços em mercados de crédito e inovações políticas para minimização de efeitos de informação assimétrica e uso de colateral em contratos de crédito.

Essa pesquisa inspira-se em Jimenez, Salas e Saurina (2006), os quais notaram a possível distinção entre os determinantes de colateral em empréstimos bancários comerciais com respeito aos prazos pactuados e níveis de experiência de devedores e, sugeriram que investigações futuras poderiam focar em segmentos do mercado de crédito. Incorpora, também, sugestão de Steijvers e Voordeckers (2009) para que se possa selecionar a ferramenta econométrica mais adequada à evidência empírica almejada.

Logo, pretende-se analisar os determinantes do requerimento de colateral em empréstimos bancários comerciais para um segmento específico do mercado de crédito brasileiro, uma economia empresarial, no horizonte de curto prazo. Para tanto, será utilizada uma base de dados inédita sobre operações de crédito formalizadas no Brasil onde, além de características de firmas individuais e condições macroeconômicas, serão incluídas informações contratuais, regionais e setoriais. O banco de dados exclusivo está estruturado na forma de painel e cobre cerca de 170 mil empréstimos empresariais no período de dezembro de 2004 até dezembro de 2008. As estimativas são obtidas via aplicação de regressão logística e método dos momentos generalizados (GMM), conforme exigido pela hipótese a ser testada acerca dos determinantes do requerimento de colateral exigidos pelo credor em empréstimos ofertados para pequenos e médios empresários na economia brasileira.

2 Modelo Econométrico

O ponto de partida da análise é o modelo proposto por Jiménez, Salas e Saurina (2006), chamado JSS (2006) para simplificar, que servirá de base para especificação do modelo econométrico e para a definição das hipóteses que serão testadas acerca dos determinantes da exigência de colateral em empréstimos empresariais na economia brasileira. Assim, o modelo econométrico aplicado à estimação da probabilidade de uso de colateral por pequenas e médias empresas individuais assume a seguinte forma geral:

$$Pr(Collateral_{jt} = 1) = F(b_0 + b_1 Default_{jt-1} + b_2 Default_{jt+1} +$$

$$b_3Duration_{jt-1} + b_4Default_{jt-1} \times Duration_{jt-1} + b_5Herfindahl_t + b_6Herfindahl_t \times Duration_{jt-1} + b_7ControlVariables_{jt} + \eta_j) \quad (1)$$

onde t representa o período de tempo medido em anos, η_j representa efeitos fixos de cada firma individual j , $F(\cdot)$ é uma função de distribuição logística e, $Collateral_{jt}$ é uma variável dummy que assume valor igual a 1 caso haja colateral vinculado à operação de crédito, e valor 0 caso contrário. As demais variáveis são descritas a seguir:

$Default_{jt-1}$ variável dummy que assume valor 1 se, de acordo com a base de dados, o empresário tem pelo menos uma operação de crédito inadimplente em $t - 1$, e 0 caso contrário;

$Default_{jt+1}$ variável dummy que assume valor 1 se, de acordo com a base de dados, o empresário não tem registro histórico de inadimplência em $t-1$ e apresenta pelo menos uma operação inadimplente em $t+1$, e 0 caso contrário;

$Duration_{jt-1}$ representa o tempo de relacionamento em operações de crédito entre a firma e o banco brasileiro, medido em anos;

$Herfindahl_t$ representa o índice de concentração no setor bancário de Herfindahl-Hirschman;

$ControlVariables_{jt}$ representam variáveis de controle incluídas na regressão com o intuito principal de investigar impactos de condições macroeconômicas sobre o requerimento de colateral em operações de empréstimos empresariais, tais como, taxa de inflação, taxa básica de juros da economia e taxa de desemprego. Outras variáveis de controle incluídas na regressão referem-se a características de devedores (idade, porte da firma, natureza jurídica e total de dívidas existentes), setor de atuação da firma (comércio, indústria, serviços), unidade da federação e risco geográfico, sendo este último medido pela proporção entre empréstimos de baixa qualidade e o total de empréstimos concedido em cada estado brasileiro.

A estimativa por dados em painel justifica-se pela possibilidade de controlar para heterogeneidade específica a cada firma, permitindo que se capturem efeitos de choques individuais que são firma-específica, além de choques agregados dependentes do tempo e que afetam todas as firmas indistintamente. Além disso, a modelagem por painel possibilita ampliar consideravelmente o

número de observações da amostra e introduz maior variabilidade aos dados. A seleção prévia entre os modelos alternativos, representados por efeitos fixos ou efeitos aleatórios, pode ser realizada por meio teste de Hausman (1978). Note-se que o resultado desse teste gera um resultado particular, uma vez que a presença de efeitos fixos pode ser interpretada como um prêmio de risco devedor-específico.

2.1 Descrição de Hipóteses

Com base em JSS (2006), serão testadas as seguintes hipóteses acerca dos determinantes da exigência de colateral em empréstimos empresariais por parte do setor bancário na economia brasileira:

Hipótese 1 (H1): Do ponto de vista do risco observado, a probabilidade de vinculação de colateral em operações de crédito é maior entre devedores com menor qualidade de crédito.

Hipótese 2 (H2): Entre devedores que possuem informação privada a respeito da qualidade de crédito, não factível de observação pelo credor, a probabilidade de usar colateral é maior entre aqueles com maior qualidade de crédito.

Hipótese 3a (H3a): A probabilidade de utilização de colateral diminui com o tempo de relacionamento em empréstimos entre credor e devedor, chamado duração para simplificar, se os benefícios daquele relacionamento dominam. Por outro lado, aquela probabilidade aumenta com a mencionada duração se os custos de hold-up problems associados ao relacionamento de empréstimo dominam.

Hipótese 3b (H3b): Entretanto, se um longo tempo de relacionamento devedor-credor contribui para gerar confiança, então, a duração será negativamente correlacionada com a probabilidade de utilização de colateral para todos os devedores. Por outro lado, se uma longevidade no mencionado relacionamento significa que credores tornam-se mais precisos na classificação de tomadores de crédito, então, a probabilidade de uso de colateral será independente da duração para aqueles devedores cuja qualidade de crédito é conhecida no momento da concessão do empréstimo.

Hipótese 4a (H4a): A probabilidade de utilizar colateral diminui com a maior

concentração do mercado de crédito.

Hipótese 4b (H4b): A redução na probabilidade de utilização de colateral proveniente de uma longa duração será maior (menor) em mercados mais concentrados se o valor de informação obtida no relacionamento diminui (aumenta) com a competição no mercado de crédito.

Hipótese 5 (H5): O valor de colateral requerido em um contrato de crédito bancário elevará com a taxa de juros livre de risco e diminuirá com o tamanho do empréstimo.

Os resultados teóricos que suportam a formulação das hipóteses anteriores encontram-se detalhados em JSS (2006). Observa-se ainda que hipóteses relacionadas às variáveis quantidade de bancos que as empresas se relacionam e distância organizacional, esta última avaliada em Jiménez et al. (2009), não serão testadas nesta avaliação empírica em função de limitações acerca da disponibilidade de informações no banco de dados utilizado na análise. Ainda assim, a riqueza de informações contidas no painel de pequenas e médias empresas permite que se teste diversas hipóteses inéditas a estudos sobre esse mercado na economia brasileira.

Além disso, diferentemente de JSS (2006) e exclusivamente no teste da quinta hipótese acima descrita, será utilizada a seguinte variável dependente:

$$Fcollateral_{jt} = (1 + CollateralValue_{jt}/ContractValue_{jt})$$

onde $Fcollateral_{jt}$ representa um fator discreto de percentuais de colateral vinculados em empréstimos bancários empresariais. Nota-se que para construção deste fator são utilizadas as variáveis $CollateralValue_{jt}$, representando valores de colateral vinculados em contratos de crédito, e $ContractValue_{jt} \neq 0$, representando valores totais de empréstimos tomados pela firma individual. Então o modelo econométrico para testar (H5) se torna:

$$Fcollateral_{jt} = b_0 + b_1Default_{jt-1} + b_2Default_{jt+1} + b_3Duration_{jt-1} + b_4Default_{jt-1} \times Duration_{jt-1} + b_5Herfindahl_t + b_6Herfindahl_t \times Duration_{jt-1} + b_7ContractValue_{jt} + b_8ControlVariables_{jt} + \eta_j + u_{jt} = X'_{jt}.b + e_{jt} \quad (2)$$

em que $e_{jt} = \eta_j + u_{jt}$ é um termo de erro composto por η_j e u_{jt} , que representam choques invariantes ao longo do tempo específicos a cada empresa individual j e choques idiossincráticos variantes no tempo, respectivamente.

É importante observar na equação (2) acima que a variável $ContractValue_{jt}$ pode ser considerada endógena no sentido definido em Hayashi (2000), no qual um regressor é dito endógeno se este não é ortogonal ao termo de erro ou em termos matemáticos: $E[X'_{jtk}.e_{jt}] \neq 0$ para algum regressor k . Neste contexto, por simplicidade, admitindo que todos os demais coeficientes constantes do modelo acima sejam estatisticamente não-significantes, exceto o coeficiente do regressor $ContractValue_{jt} \in X'_{jtk}$, pode-se escrever:

$$E[ContractValue_{jt}.e_{jt}] = E[ContractValue_{jt}.(Fcollateral - b_7 ContractValue_{jt})]$$

considerando $e_{jt} = (Fcollateral_{jt} - b_7 ContractValue_{jt})$. Então, substituindo $Fcollateral_{jt} = (1 + CollateralValue_{jt}/ContractValue_{jt})$ e efetuando a multiplicação indicada no lado direito nesta última expressão, resulta:

$$E[ContractValue_{jt}.e_{jt}] = E[ContractValue_{jt} + CollateralValue_{jt} + \\ + ContractValue_{jt}.(-b_7.ContractValue_{jt}).] > 0$$

pois, por (H5) é esperado $b_7 < 0$. Com efeito, se a condição de ortogonalidade não é satisfeita para esta variável explicativa, pela mencionada definição, tem-se que X'_{jtk} é um regressor endógeno. Esta consideração matemática será avaliada empiricamente para a amostra testada por meio do teste de Hausman (1978).

Logo, a estimativa do modelo econométrico proposto para teste de (H5), conforme equação (2), requer o uso de variáveis instrumentais. Neste caso, sugere-se a utilização do método dos momentos generalizados, GMM.

3 Estimativas com Dados de Painel

Seguindo Greene (1997), para estimação dos modelos lineares com dados em painel, em uma representação geral, pode-se utilizar a seguinte equação econométrica:

$$y_{jt} = x'_{jt}\beta + \eta_j + u_{jt} \quad (3)$$

em que y_{jt} representa a variável dependente do modelo, x'_{jt} representa um vetor das variáveis explicativas, β representa o vetor de parâmetros, η_j representa choques invariantes ao longo do tempo, específicos a cada firma individual j , e u_{jt} representa choques aleatórios dependentes do tempo. Uma questão central em estimativas com dados de painel é a seleção do modelo a ser utilizado na regressão, representado por efeitos fixos ou aleatórios, porque envolve endogeneidade de regressores devido à possibilidade de que $E(x_{jt} \cdot \eta_j) \neq 0$.

Logo, para se proceder com a estimativa da equação anterior deve-se previamente selecionar entre modelos de efeitos fixos ou aleatórios, o que será feito por meio do teste de Hausman (1978), sob hipótese nula $E(x_{jt} \cdot \eta_j) = 0$ de que FGLS (do inglês, Feasible Generalized Least Squares) de efeitos aleatórios é consistente e eficiente. Sob a hipótese alternativa, FGLS é inconsistente e o método a ser adotado é de efeitos fixos.

Observa-se ainda que, sob endogeneidade de regressores, se torna necessário o uso de variáveis instrumentais. Neste caso, esta análise utilizará o método dos momentos generalizados, GMM, que permite recuperar a consistência e eficiência dos estimadores, conforme mostram Hansen (1982) e Hamilton (1994). É importante notar que a utilização do GMM requer a verificação de aspectos relacionados com sobreidentificação de instrumentos e especificação funcional, o que será feito por meio da aplicação dos testes de Sargan (1958) e Sargan-difference, respectivamente. Um entendimento formal dos mencionados testes pode ser obtido em Sargan (1958) e Roodman (2007).

Para o caso de modelos não-lineares, seguindo Wooldridge (2001) e Hsiao

(2006), pode-se utilizar o seguinte modelo logit com dados de painel:

$$Prob(y_{jt} = 1|x_{jt}, \alpha_j) = F(z) = \frac{\exp(z)}{[1 + \exp(z)]} = \frac{\exp(\beta \cdot x_{jt} + \alpha_j)}{[1 + \exp(\beta \cdot x_{jt} + \alpha_j)]} \quad (4)$$

onde y_{jt} representa uma variável dependente limitada, $F(z)$ é uma função logística que assume valores entre zero e um, isto é, $0 < F(z) < 1$ para todos os números reais, indicando que as probabilidades de resposta da estimativa ficam estritamente neste intervalo, e z é um vetor de variáveis explicativas descritas anteriormente.

Nesta estimação com dados de painel e regressão logística, observa-se que o cálculo do efeito marginal aproximado de uma variável x_{jt} sobre a probabilidade de resposta $Prob(y_{jt} = 1|x_{jt})$ também seguirá Wooldridge (2001). Quanto ao cálculo de semi-elasticidades, a análise acompanhará Jiménez, Salas e Saurina (2006), ou seja, multiplica-se o valor do efeito marginal aproximado pelo valor médio de cada variável.

4 Resultados

4.1 Dados

Esta análise empírica utiliza aproximadamente 170 mil observações mensais de dados de contratos de empréstimos comerciais de curto prazo, no período de dezembro de 2004 a dezembro de 2008.

O período proposto para realização do experimento é justificado pelos marcos legais que fundamentam medidas e ações de apoio às micro e pequenas empresas (MPE) formais no Brasil, contidos na Constituição de 1988, e em recentes normativos que concedem estímulos e incentivos à formalização daquelas MPE, tal como a Lei Complementar nº 123, de 14 de dezembro de 2006.

A base de dados inédita é construída a partir de informações públicas e privadas, disponibilizadas em diversas fontes no mencionado período. O tratamento das variáveis "natureza jurídica" e "porte da firma" segue critérios utilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados macroeconômicos e regionais são obtidos no Ipeadata.

Já as informações sobre índice de concentração de mercado de crédito são disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil. Por fim, dados contratuais de empréstimos bancários de curto prazo são provenientes de uma base de dados exclusiva e confidencial de um grande banco brasileiro, líder no mercado de empréstimos a pequenas e médias empresas na economia brasileira, motivo pelo qual fonte e dados não podem ser divulgados.

4.2 Estimativas e Análises

As estimativas dos determinantes do requerimento de colateral em operações de crédito de curto prazo, pactuadas com empresários formais no Brasil, utilizam dois modelos de regressão. Um primeiro, utilizando uma variável dependente limitada, é estimado por dados de painel e logit. Um segundo, considerando o logaritmo natural da variável dependente $F_{collateral_{jt}}$, é estimado por dados de painel e GMM. Observa-se ainda que o primeiro modelo de regressão testa as quatro primeiras hipóteses, $(H1)$ a $(H4)$, enquanto que o segundo testa somente a quinta hipótese.

Estimativa com Dados de Painel e Logit

Preliminarmente à estimativa com dados em painel, aplicou-se o teste de Hausman (1978) para selecionar entre modelos de efeitos fixos ou aleatórios.

O valor da estatística calculada, próximo de 1.100, para as duas estimativas com até 20 regressores, permite rejeitar a hipótese de ausência de correlação entre heterogeneidade individual e regressores nos modelos estimados. Isto indica que o modelo de efeitos fixos deve ser utilizado nas estimativas com dados de painel. Além disso, este resultado é um indicativo de que a hipótese de que efeitos fixos de devedores explicam a utilização de colateral em empréstimos bancários de curto prazo não pode ser rejeitada.

A Tabela 1 apresenta os resultados empíricos obtidos com o modelo logit e dados de painel, os quais subsidiam as análises feitas a seguir, referentes as quatro primeiras hipóteses, no período de dezembro de 2004 a dezembro de 2008.

O coeficiente estimado da variável $Default_{jt-1}$, estatisticamente significativo a 5% e que testa ($H1$), não permite rejeitar a hipótese de que devedores com menor qualidade de crédito são mais propensos a vincular colateral em empréstimos bancários de curto prazo do que aqueles com maior qualidade de crédito, no caso do segmento empresarial brasileiro.

Por outro lado, o sinal negativo e estatisticamente significativo a 1% de $Default_{jt+1}$ mostra que a probabilidade de vinculação de colateral é maior entre aqueles devedores que cumprem suas promessas financeiras em $t + 1$. Este fato indica que o efeito dominante na amostra analisada refere-se ao grupo que detém informação privada no momento da contratação do empréstimo bancário e, revela uma possível ocorrência do problema de seleção adversa no relacionamento de empréstimos credor-devedor na economia empresarial sob estudo.

Entretanto, o sinal positivo e estatisticamente significativo a 1% do coeficiente da variável $Ageentrepreneur2_{jt-1}$ indica que aquela informação assimétrica não se verifica para empresários com menor experiência empresarial ou, que estes são mais prováveis de vincular colateral em operações de empréstimos para sinalizar sua qualidade de crédito. Tal resultado é implicitamente corroborado pelo coeficiente da variável $Ageentrepreneur2to10_{jt-1}$, que se mostra estatisticamente não significativo.

Quanto a terceira hipótese, os valores estimados dos coeficientes da variável $Duration_{jt-1}$ e termo que representa o efeito cruzado desta variável com $Default_{t-1}$ revelam que, se $Default_{t-1} = 1$, então, a soma dos coeficientes $b_3 + b_4 = -1.68$ se mantém negativa, o que indica uma expectativa de menor probabilidade de uso de colateral para todos os devedores pelo credor, tal como considerado em Boot e Thakor (1994).

Note que o coeficiente negativo e estatisticamente significativo a 1% da variável $Herfindahl_t$ não permite rejeitar a hipótese ($H4a$), então, considerando que competição e rivalidade são maiores em mercados competitivos, esta evidência empírica sugere a validade da hipótese de que competição eleva a probabilidade de utilização de colateral em empréstimos de curto prazo concedidos a empresários formais no Brasil. Adicionalmente, observe

que o coeficiente referente ao efeito cruzado entre as variáveis $Duration_{jt-1}$ e $Herfindahl_t$, que testa ($H4b$), não se mostra estatisticamente significativa, indicando que concentração em mercados de crédito não são afetadas por efeitos de tempo provenientes do relacionamento devedor-credor sobre a probabilidade de utilização de colateral na economia empresarial sob referência.

Note ainda que os coeficientes das variáveis $Debt_{jt-1}$ e $Geographic\ risk_t$ não se mostraram estatisticamente significantes. Então, estas evidências empíricas em conjunto com as observadas na avaliação da hipótese ($H2$) acima sugerem a corroboração de resultados anteriores da literatura de que determinantes de colateral em empréstimos bancários comerciais podem ser distintos entre diferentes mercados de crédito e entre devedores com diferentes níveis de experiência ¹.

Além disso, note que coeficientes de variáveis utilizadas como controles, quando estatisticamente significantes, podem apresentar sinais distintos entre diferentes unidades da federação brasileira. Por exemplo, a variável desemprego em regiões metropolitanas, $Unemployment_t$, dependendo da unidade de federação, indica um maior ou menor uso de colateral se comparada com as demais unidades da federação pertencentes ao grupo de controle utilizado para esta variável. Então, tais resultados empíricos revelam que efeitos regionais podem impactar de forma distinta requerimentos de colateral em uma economia empresarial brasileira, no mencionado período.

Nós observamos que EC representa efeitos cruzados, na Tabela 1 a seguir. Esta representação também será utilizada nas tabelas 2 e 3 abaixo.

[INSIRA TABELA 1 AQUI]

Efeitos Marginais

A Tabela 2 apresenta efeitos marginais e semi-elasticidades sobre a prob-

¹Em razão de que alguns coeficientes de variáveis de controle não se mostraram estatisticamente significantes a 5%, nós decidimos proceder uma análise de sensibilidade por meio de outra regressão com dados de painel e logit, no qual aqueles controles foram removidos da estimativas. Nós verificamos que os resultados empíricos se mantiveram.

abilidade de requerimentos de colateral na economia empresarial brasileira, que incorpora efeitos cruzados.

Por exemplo, considerando que todas as outras variáveis se mantenham constantes, é observado que firmas individuais que apresentam um histórico de default anterior ao momento da concessão do crédito impactam positivamente a probabilidade de requerimento de colateral em 0.42, com nível de confiança estatística de 95%. Diferentemente, para empresários que não apresentam aquele histórico e com base no efeito marginal $Default_{t+1}$, estatisticamente significante a 1%, é observado que o impacto na mencionada probabilidade é negativo, de -0.89 , possivelmente resultante da mencionada evidência de efeito dominante do grupo que detém informação privada antes da contratação do empréstimo bancário.

Quanto a avaliação de semi-elasticidades, é observado que uma elevação de 1% na taxa de desemprego em regiões metropolitanas provoca diferentes efeitos regionais. Exemplificando, para a região metropolitana do Rio de Janeiro, $UF19 * Unemployment$, é observada uma elevação média de 6% na probabilidade de uso de colateral, enquanto que na região metropolitana de São Paulo, $UF26 * Unemployment$, os resultados empíricos sugerem uma redução naquela probabilidade em torno de 30% em empréstimos empresariais, quando comparadas com outras regiões metropolitanas utilizadas como controle, no período proposto para análise.

[INSIRA TABELA 2 AQUI]

Estimativa com Dados de Painel e GMM

A Tabela 3 apresenta os resultados obtidos na avaliação da quinta hipótese, ($H5$). Observe-se que neste teste foram utilizadas as mesmas variáveis explicativas usadas na estimativa com dados de painel e logit descrita acima.

Novamente, preliminarmente a estimativa com dados de painel e GMM, nós procedemos o teste de Hausman (1978) no qual o valor da estatística calculada, em torno de 1.614, permite rejeitar a hipótese de ausência de cor-

relação entre heterogeneidade individual e regressores no modelo estimado e, também permite corroborar aquela consideração matemática com respeito a presença de endogeneidade no modelo econométrico, ratificando a necessidade de utilização de variáveis instrumentais na avaliação de (*H5*).

Na Tabela 3 é observado que as estatísticas calculadas utilizando o teste de Sargan (1958) não permitem rejeitar a hipótese nula de sobreidentificação nas estimativas com dados de painel e GMM, onde foram utilizados como instrumentos até duas defasagens das variáveis explicativas *ContractValue* e *Real interest rate*. Adicionalmente, as estatísticas calculadas por meio da aplicação do teste difference-Sargan em ambas estimativas não permitem rejeitar a hipótese de especificação correta do modelo utilizado.

De acordo com os resultados empíricos constantes da Tabela 3, não se pode rejeitar a validade da quinta hipótese, (*H5*), o que sugere a corroboração de evidências anteriores da literatura, conforme previsto em Boot et al. (1991) os quais consideram que em regimes de elevada taxa de juros da economia, um banco, no sentido de minimizar efeitos de problemas de moral hazard, escolhe exigir um elevado valor de collateral sobre em operações de empréstimos bancários ao invés acrescentar aquele efeito incremental na taxa de juros do contrato de crédito.

Os resultados empíricos constantes da terceira e quarta colunas da Tabela 3 também revelam que as estimativas com dados de painel e GMM corroboram os sinais obtidos para os coeficientes das variáveis utilizadas para testar aquelas quatro primeiras hipóteses, na primeira estimação com dados de painel e logit. Entretanto, isto não se verifica para coeficientes de alguns controles que mudam de sinal ou se tornam estatisticamente significantes possivelmente devido ao método de estimativa utilizado, como observado previamente por Jiménez, Salas e Saurina (2006).

[INSIRA TABELA 3 AQUI]

5 Conclusão

O objetivo deste trabalho foi avaliar empiricamente determinantes de colateral em uma economia empresarial, no horizonte de tempo de curto prazo, partindo de sugestões de Jiménez, Salas e Saurina (2006) e Steijvers e Voordeckers (2009). Para este propósito, foi utilizada uma amostra de algo em torno de 170 mil empréstimos comerciais provenientes de um segmento específico do mercado de crédito brasileiro e estimativas com dados de painel, logit e GMM, no período 2004 a 2008 (dados de Dezembro).

Preliminarmente, nós observamos que a base de dados disponível, a qual é composta de informações de pequenos e médios empresários, não permitiu detalhar questões relacionadas com a natureza do colateral, se interno ou externo, nem informações relevantes de empresários, tais como, variáveis econômico-financeiras. De fato, a ausência de informações limita o escopo dos nossos testes, entretanto, pondera-se que as evidências empíricas obtidas não foram afetadas devido a inclusão de variáveis que controlam para esses efeitos não-observáveis, incluindo efeitos fixos.

Considerando um nível de significância estatística de 5%, os resultados empíricos sugerem a existência de fatores que impactam requerimentos de colateral em operações de crédito formalizadas entre um banco e empresários formais no Brasil, dentre eles efeitos de experiência empresarial, taxa de juros da economia, desemprego regional e competição no mercado de crédito brasileiro. Estes resultados também sugerem a corroboração de evidências anteriores de Jiménez, Salas e Saurina (2006) no sentido de que determinantes de colateral em empréstimos comerciais podem ser distintos entre diferentes mercados de crédito e entre devedores com diferentes níveis de experiência. Adicionalmente, tais resultados revelam que aqueles requerimentos podem ser distintos entre diferentes unidades da federação brasileira, no mencionado período.

Nós sugerimos que pesquisas futuras sobre os determinantes de colateral em empréstimos bancários comerciais poderiam focar em contratos de crédito de longo prazo e em outros segmentos do mercado de crédito brasileiro,

utilizando-se de bases de dados mais amplas, assim como, em impactos provenientes do requerimento de capital regulatório para bancos no contexto do Acordo de Basiléia II.

References

- [1] Berger, A. N., Espinosa-Vega, M. A., Frame, W. S., Miller, N. H., 2011. Why do Borrowers Pledge Collateral? New Empirical Evidence on the Role of Asymmetric Information. *Journal of Financial Intermediation* 20, 55-70.
- [2] Boot, A.W.A., Thakor , A.V., 1994. Moral Hazard and Secured Lending in an Infinitely Repeated Credit Market Game. *International Economic Review* 35, 899-920.
- [3] Boot, A.W.A., Thakor , A.V., Udell, G.F., 1991. Secured Lending and Default Risk: Equilibrium Analysis, Policy Implications and Empirical Results. *The Economic Journal* 101, 458-472.
- [4] Greene, W., 1997. *Econometric Analysis*. © Prentice-Hall, New York.
- [5] Hamilton, J.D., 1994. *Time Series Analysis*. Princeton University Press, New Jersey.
- [6] Hansen, L.P., 1982. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica* 50, 1029-1054.
- [7] Hausman, J.A., 1978. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica* 46, 1251-1272.
- [8] Hayashi, F., 2000. *Econometrics*. Princeton University Press, New Jersey.
- [9] Hsiao, C., 2006. Panel Data Analysis - Advantages and Challenges. *Working Paper* 0649, Institute of Economic Policy Research.
- [10] Inderest, R., Mueller, H.M., 2007. A Lender-Based Theory of Collateral. *Journal of Financial Economics* 84, 826-859.

- [11] Jiménez, G., Salas, V., Saurina, J., 2006. Determinants of Collateral. *Journal of Financial Economics* 81, 255-281.
- [12] Jiménez, G., Salas, V., Saurina, J., 2009. Organizational Distance and Use of Collateral for Business Loans. *Journal of Banking and Finance* 33, 234-243.
- [13] Ono, A., Uesugi, I., 2009. The Role of Collateral and Personal Guarantees in Relationship Lending: Evidence from Japan's Small Business Loan Market. *Journal of Money, Credit & Banking* 41, 935-960.
- [14] Roodman, D., 2007. A Short Note on the Theme of Too Many Instruments. *Working Paper* 125, Center for Global Development.
- [15] Sargan, J.D., 1958. The Estimation of Economic Relationships using Instrumental Variables. *Econometrica* 26, 393-415.
- [16] Steijvers T. Voordeckers, W., 2009. Collateral and Credit Rationing: A Review of Recent Empirical Studies as a Guide for Future Research. *Journal of Economic Surveys*, 1-23.
- [17] Voordeckers, W., Steijvers, T., 2006. Business Collateral and Personal Commitments in SME Lending. *Journal of Banking and Finance* 30, 3067-3086.
- [18] Wooldridge, J.M., 2001. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, Cambridge.

Tabela 1 - Determinantes de Colateral: Economia Empresarial

Variável	Logit sem EC		Logit com EC	
	Coefficiente	P-value	Coefficiente	P-value
<i>Default</i> _{t-1}	-0.347963	0.288	2.111455	0.044
<i>Default</i> _{t+1}	-0.884840	0.000	-0.892124	0.000
Herfindahl	-0.529115	0.000	-0.455869	0.000
Ln(Duration)	0.002348	0.973	0.288603	0.381
Geographic risk	-0.119021	0.313	-0.121549	0.303
UF5*Unemployment	0.066152	0.065	0.067214	0.061
UF11*Unemployment	-0.124535	0.000	-0.124174	0.000
UF16*Unemployment	-0.082118	0.113	-0.081205	0.117
UF19*Unemployment	0.226552	0.000	0.227530	0.000
UF23*Unemployment	-0.162940	0.000	-0.162797	0.000
UF26*Unemployment	-0.058302	0.017	-0.056494	0.022
Segment-commerce	0.460357	0.338	0.461766	0.337
Segment-industry	0.672213	0.290	0.674713	0.288
Ageentrepreneur2	0.245371	0.002	0.238743	0.002
Ageentrepreneur2to10	0.041475	0.345	0.039657	0.367
Ln(Debt)	-0.007526	0.418	-0.007230	0.437
Real interest rate	0.034069	0.000	0.031307	0.000
Ln(Contract value)	0.983028	0.000	0.983368	0.000
Herfindahl*ln(Duration)			-0.036324	0.373
<i>Default</i> _{t-1} *ln(Duration)			-1.687152	0.014
Statistics	Logit sem EC		Logit com EC	
Log likelihood	-23148.047		-23144.574	
χ^2 variables	11274.14		11281.08	
Pseudo R^2	0.1958		0.1960	

Nota: estimativa logit e dados de painel com 75.832 observações.

Tabela 2 - Estimativa Logit: Efeitos Marginais

Variável	Efeitos Marginais	Semi-Elasticidade
<i>Default</i> _{t-1}	0.42*	0.24%
<i>Default</i> _{t+1}	-0.89**	-0.67%
Herfindahl	-0.05**	-64.12%
Ln(Duration)	-0.09*	-8.34%
Geographic risk	-0.13	-0.14%
UF5*Unemployment	0.11	8.97%
UF11*Unemployment	-0.25*	-26.91%
UF16*Unemployment	-0.10*	-3.37%
UF19*Unemployment	0.27**	6.26%
UF23*Unemployment	-0.28**	-20.30%
UF26*Unemployment	-0.16	-33.04%
Segment-commerce	0.46	3.50%
Segment-industry	0.67	0.07%
Ageentrepreneur2	0.23**	0.73%
Ageentrepreneur2to10	0.03	0.21%
Ln(Debt)	-0.01	-1.01%
Real interest rate	0.03**	3.08%
Ln(Contract value)	0.01**	1.03%

Nota: * e ** rejeitam *H₀* a 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 3 - Requerimentos de Valor Colateral: Fator Contínuo

Variável	Painel sem EC		Painel com EC	
	Coefficiente	P-value	Coefficiente	P-value
Constant	0.983873	0.000	0.974903	0.000
<i>Default</i> _{t-1}	0.019883	0.454	0.201676	0.111
<i>Default</i> _{t+1}	-0.063495	0.000	-0.063479	0.000
Herfindahl	-0.106282	0.000	-0.105346	0.000
Ln(Duration)	0.009028	0.000	0.013341	0.310
Geographic risk	-0.016111	0.016	-0.016001	0.017
UF5*Unemployment	0.000777	0.001	0.000775	0.001
UF11*Unemployment	-0.001427	0.000	-0.001427	0.000
UF16*unemployment	0.002644	0.000	0.002641	0.000
UF19*Unemployment	0.002229	0.000	0.002236	0.000
UF23*Unemployment	-0.002364	0.000	-0.002370	0.000
UF26*Unemployment	0.001749	0.000	0.001747	0.000
Segment-commerce	0.044545	0.000	0.044571	0.000
Segment-industry	0.057176	0.000	0.057187	0.000
Ageentrepreneur2	0.014377	0.000	0.074464	0.000
Ageentrepreneur2to10	0.009028	0.000	0.014324	0.000
Ln(Debt)	0.057588	0.000	0.057521	0.000
Real interest rate	0.006365	0.000	0.006374	0.000
Ln(Contract value)	-0.054692	0.000	-0.054593	0.000
Herfindahl*ln(Duration)			-0.000468	0.738
<i>default</i> _{t-1} *ln(Duration)			-0.123759	0.101
Estimação GMM	Sargan	Test	Dif.-Sargan	Test
	J-statistic	P-value	C-statistic	P-value
Panel sem EC	0.509	0.4756	0.725	0.3944
Painel com EC	0.462	0.4968	0.653	0.4190

Nota: estimativa GMM e dados de painel com 172.836 observações.