

VI – Qual o Impacto das Garantias Reais nas Taxas de Juros de Empréstimo Bancário no Brasil? Uma Breve Avaliação com Base nos Dados do SCR *

Eduardo Augusto de Souza Rodrigues^{**}
Tony Takeda^{**}
Prof. Dr. Aloísio Pessoa de Araújo^{***}

O objetivo deste trabalho é estimar o efeito das garantias reais sobre as taxas de empréstimos bancários no Brasil. Queremos responder três perguntas:

- a) Se sorteássemos uma operação aleatoriamente e a passássemos do estado "sem garantias" para o estado "com garantias", em quanto mudaria a taxa de juros desse crédito?
- b) As operações feitas com garantias teriam taxas maiores se não tivessem garantias?
- c) As operações de crédito feitas sem garantias reais poderiam ter suas taxas de juros diminuídas se tivessem sido feitas com garantias?

Em princípio, a presença de garantias reais pode diminuir o risco de uma operação ao diminuir a perda do banco no caso de *default*. Nesta situação, uma menor perda esperada pode significar uma redução da taxa de juros cobrada no momento em que o contrato é assinado. Além disso, a presença da garantia pode diminuir o incentivo do devedor a tomar ações arriscadas, o que também pode implicar menores riscos e levar o banco a cobrar taxas mais reduzidas. Há ainda um terceiro motivo pelo qual podemos encontrar uma associação negativa entre as garantias e as taxas de empréstimos: contratos com taxas de juros baixas e com garantias podem selecionar os clientes com menores riscos quando esses riscos *não* são observados pelo banco e contratos com taxas de juros altas e sem qualquer tipo de garantia podem selecionar os clientes mais arriscados. Neste caso, podemos pensar que as garantias podem servir apenas para diminuir o problema de seleção adversa (Bester, 1985). Qualquer que seja o motivo, a literatura sugere que operações com garantias poderão estar associadas a menores taxas de juros no momento em que o contrato é assinado.

* Agradecemos a colaboração no tratamento dos dados, os comentários e as sugestões de Clodoaldo Aparecido Annibal. Agradecemos também os comentários e sugestões de Luís Henrique B. Braidó, Vânio César Pikler Aguiar, Plínio César Romanini, Alcir Antônio Palharini, Márcio Issao Nakane, Eduardo Luís Lundberg, Ricardo Shechtman, Ana Carla Abrão Costa, Rogério Rabelo Peixoto e participantes do Workshop *Economia Bancária e Crédito – Avaliação de 5 anos do Projeto Juros e Spread Bancário* (minuta do relatório anual). A visão expressa aqui e os erros cometidos são de inteira responsabilidade dos autores.

** Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil – Depep-SP.

** Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil – Depep-SP.

*** Escola de Pós-Graduação em Economia (Fundação Getúlio Vargas) e Instituto de Matemática Pura e Aplicada (IMPA).

É possível encontrar, por outro lado, uma associação positiva entre juros e garantias. Se o banco acreditar que o empréstimo a um cliente é arriscado, ele pode oferecer altas taxas de juros e exigir garantias reais¹. Nestas circunstâncias, algum fator *observável* pelo banco permitiu distinguir esse cliente dos demais (Berger e Udell, 1990). Os efeitos das garantias sobre os juros, portanto, depende de forma diferenciada dos fatores observáveis e não observáveis às instituições financeiras (IF's) sobre os clientes.

Há também uma motivação de ordem prática para o foco deste estudo. Tendo em vista as dificuldades existentes no Brasil para a recuperação de garantias de créditos inadimplentes, em virtude de entraves ligados à nossa legislação ou à atuação do judiciário (ver Pinheiro, 2003), o impacto das garantias sobre as taxas pode não ser tão forte, ou tão evidente, como poderíamos esperar. Com a aprovação da Nova Lei de Falências, por outro lado, este quadro tende a mudar em alguns anos (ver Araújo e Lundberg, 2003). Neste trabalho, queremos verificar se, a despeito das dificuldades mencionadas, existe alguma relação significativa entre essas variáveis.

Utilizamos os dados do Sistema de Informação de Crédito (SCR) do Banco Central do Brasil. Esses dados são coletados com o propósito de auxiliar na supervisão das atividades bancárias e de fornecer aos bancos informações que possam servir para avaliações de risco de suas operações de crédito. Destacamos que, sendo a base de dados bastante recente, os bancos ainda estão se adaptando às exigências feitas pelo Banco Central. Apesar dessas dificuldades iniciais, o SCR fornece informações individualizadas sobre todas as operações de crédito bancário com valor acima de R\$5.000,00 e é, portanto, a mais rica fonte de dados que temos à disposição.

Por meio dos modelos conhecidos como *switching regression model*, procuramos separar o impacto das garantias das demais variáveis observadas e não observadas pelo economista. Essa modelagem também permite construir três parâmetros de interesse para responder às perguntas expostas no início desta introdução:

- a) o efeito médio do tratamento (ATE), que estima a mudança média das taxas de juros ao passar uma operação do estado "sem garantia" para o estado "com garantia"²;
- b) o efeito do tratamento sobre os tratados (TT), que capta a variação média das taxas de juros caso os empréstimos que apresentam garantias não as apresentassem; e
- c) o efeito do tratamento sobre os não-tratados (TNT), que é análogo ao TT, mas é obtido entre as operações sem garantias.

Os resultados das estimações sugerem que, para as três perguntas acima, a presença de garantias reais reduzem as taxas de juros de forma significativa.

Dividimos este trabalho em quatro seções. Na primeira, apresentamos o método de estimação para captar a relação causal entre garantias e taxas de juros. Na segunda,

¹ O banco pode ainda optar por não conceder o crédito. Neste estudo, porém, não entraremos em considerações a respeito de racionamento de crédito.

² A presença de garantia na operação será entendida como tratamento e a ausência de garantia, como não tratamento.

descrevemos o tipo das operações, as variáveis utilizadas e expomos algumas estatísticas descritivas. Na terceira seção, apresentamos os resultados das estimações. Por último, fazemos alguns comentários sobre os resultados obtidos e sugerimos algumas direções para pesquisas futuras.

VI.1 – Metodologia

Conforme mencionado anteriormente, queremos estimar o efeito das garantias reais sobre as taxas de empréstimo bancário. Todavia, uma vez que não podemos observar a mesma operação com e sem as garantias ao mesmo tempo, precisamos recorrer à taxa de juros média das operações de cada tipo. Como, por outro lado, tampouco possuímos uma amostra com distribuição aleatória das garantias entre as operações, uma comparação simples das médias não serviria para inferirmos uma relação causal. Dentre os métodos possíveis para estimarmos uma relação causal com dados observáveis, recorreremos ao efeito médio do tratamento e ao efeito do tratamento sobre os tratados (e sobre os não-tratados), em que a presença de garantia na operação será entendida como tratamento e a ausência de garantia, como não tratamento³.

Se denotarmos por Y_1 a taxa de juros da operação com garantia real; por Y_0 , a taxa de juros da operação sem garantia; por $G=1$, a presença de garantia na operação; e por $G=0$, a ausência da garantia, então, o impacto da garantia nos juros de um crédito seria dado por $\Delta = Y_1 - Y_0$. O efeito médio da garantia nos juros, por sua vez, seria dado por $E(\Delta)$. O problema, como ressaltamos anteriormente, é que as garantias não estão distribuídas aleatoriamente entre as operações, de modo que a diferença média das taxas pode decorrer de outros fatores. Por exemplo, clientes novos de uma instituição financeira podem conseguir empréstimos somente com taxas elevadas e mediante apresentação de garantias, enquanto os clientes mais antigos da IF podem obter menores taxas e não precisar oferecer garantias. Neste caso, a diferença média observada entre as taxas poderia ser resultado apenas da diferença no tempo de relacionamento dos clientes com a IF⁴. Para evitarmos esse tipo de problema (viés de variável omitida), condicionamos a média das taxas nas características observáveis que temos à mão (X) para poder estimar o primeiro parâmetro de interesse, o efeito médio do tratamento (ATE):

$$ATE(x) = E(\Delta / X = x) = E(Y_1 - Y_0 / X = x)$$

Integrando a relação acima em X , obtemos o efeito médio não condicional do tratamento:

$$ATE = E(\Delta) = \int E(\Delta / X = x) dF(X)$$

³ Neste trabalho não consideramos a possibilidade de múltiplos tratamentos, isto é, da escolha de diferentes tipos de garantias reais.

⁴ Boot e Thakor (1994) apresentam um modelo de jogos repetidos com *moral hazard* entre o cliente e o banco no qual os primeiros contratos de empréstimos são estabelecidos com taxas de juros acima do mercado e com presença de colateral. À medida em que os projetos do cliente são bem sucedidos, os novos contratos passam a ter taxas menores que as de mercado e deixam de apresentar colateral. Este resultado ocorre mesmo desconsiderando efeitos advindos de *learning* e de aversão ao risco.

Uma forma possível de captar o efeito médio do tratamento seria por meio de uma regressão $E(Y/ X, G)$, onde Y é a taxa de juros observada da operação. Nesse caso, o parâmetro de interesse seria o coeficiente ligado à *dummy* G . Apesar da função de regressão acima servir para captar a associação estatística entre Y , X e G , ela pode nos informar muito pouco a respeito da relação de causalidade entre Y e G . O motivo é que, mesmo que os clientes tenham as mesmas características observáveis, eles podem ser diferentes em fatores não observáveis. Como ressaltado na literatura que trata de problemas de assimetria de informação no mercado de crédito, as garantias podem servir para reduzir o incentivo moral para o cliente dar o *default* ou selecionar os clientes menos arriscados *a priori* (como destacamos na introdução). Nesse sentido, a diferença entre as taxas poderia ser resultado apenas da seleção dos clientes com diferentes riscos não observados para diferentes tipos de contratos oferecidos pelos bancos.

O segundo parâmetro de interesse capta a diferença média das taxas de juros entre aqueles selecionados para o tratamento (que assinam contratos com garantias reais). Isto é, dado que a operação já tem garantias reais, estimamos qual seria a mudança média na taxa de juros dessa operação se ela não apresentasse garantias. Esse parâmetro é conhecido como o efeito do tratamento sobre os tratados (TT):

$$TT(x, z, G(z)=1) = E [\Delta / X = x, Z=z, G(z)=1]$$

onde Z é um vetor com características observáveis que afetam apenas a decisão de dar ou não dar garantias e pode incluir algumas variáveis que aparecem em X e, eventualmente, ser igual a X . Para obter esta relação, precisamos estimar o contrafactual $E[Y_0 / X = x, Z=z, G(z)=1]$, o que só é possível a partir da adoção de algumas hipóteses de identificação, como veremos adiante. Integrando a relação acima em X e em Z , podemos obter também o TT não condicional.

O terceiro parâmetro de interesse é o efeito do tratamento sobre os não tratados (TNT), que é bastante similar ao anterior:

$$TNT(x, z, G(z)=0) = E [\Delta / X = x, Z=z, G(z)=0]$$

Mas, neste caso, dado que as operações não têm garantias reais, estimamos qual seria a mudança da taxa média se elas passassem a oferecer garantias.

Para obter os contrafactuais necessários à estimação dos parâmetros de interesse, recorreremos aos modelos conhecidos como *switching regression model*⁵. Se a taxa de juros

⁵ Uma alternativa, seria usar duas equações simultâneas, uma para a determinação dos juros e outra para a presença de garantias reais, já que podemos imaginar que essas duas variáveis são determinadas simultaneamente na assinatura do contrato. Não adotamos esse procedimento, porém, porque uma especificação deste tipo nos levaria a um modelo econométrico inconsistente. Se a equação das taxas de juros é dada por $Y = X.\beta + \alpha.G + \epsilon$, onde ϵ é o erro da regressão; e a equação das garantias é dada por $G = I(Z\gamma + \delta.Y + \eta > 0)$, onde $I(.)$ é função indicadora e η é o termo de erro da equação da variável latente, então, temos que: $G = I(Z\gamma + \delta.X.\beta + \delta.\alpha.G + \delta.\epsilon + \eta > 0)$. Notemos também que $\Pr(G=1/.) + \Pr(G=0/.) = 1 = F(Z\gamma + \delta.Y) + [1 - F(Z\gamma + \delta.Y)]$, onde F é função de distribuição de η . Mas como $\Pr(G=1/.) + \Pr(G=0/.) =$

cobrada em uma operação de crédito depende não apenas de fatores observáveis (X e Z), como as características do contrato, as características do cliente e da instituição financeira que concede o crédito, mas também de características não observáveis ao econometrista (U), a taxa de juros para cada operação pode ser compreendida como resultado da seguinte relação (sob a hipótese de separação aditiva):

$$\begin{aligned} Y_1 &= m_1(X, Z) + U_1 && \text{se } G=1 \\ Y_0 &= m_0(X, Z) + U_0 && \text{se } G=0 \end{aligned}$$

onde observamos Y_1 se, e somente se, $G=1$; e, Y_0 se, e somente se, $G=0$. Supomos, adicionalmente, que $m_i(X, Z) = E(Y_i / X, Z)$ e não impomos a igualdade $U_1=U_0$, isto é, permitimos alguma heterogeneidade não observada entre as operações de crédito.

Chamamos a atenção para o fato de que, uma vez que possuímos as características dos contratos no SCR, como veremos na seção *Dados*, e como utilizamos dummies para cada IF da amostra, esta heterogeneidade não observada das operações deverá ser resultado da heterogeneidade dos clientes. Além disso, como não possuímos todas as informações que os bancos possuem no momento em que avaliam a capacidade de pagamento do cliente (isto é, não podemos reproduzir a precificação feita pelos bancos), estes fatores não observáveis, U_i , podem refletir tanto problemas de assimetria de informação entre os agentes, como podem refletir os efeitos das variáveis observadas pelos bancos que não são observadas pelo econometrista.

Podemos modelar a seleção entre os diferentes contratos por meio de um modelo índice de variável binária, como se faz tradicionalmente, isto é,

$$\Pr(G = 1 / Z) = \Pr(V > Z \cdot \gamma / Z) = F_V(Z \cdot \gamma)$$

onde V é o termo de erro do modelo da variável latente e é independente de Z ; e F_V é a função de distribuição acumulada de V . Se F_V for uma normal (logística) acumulada, então o modelo acima será apenas um probit (logit) tradicional.

Temos, então, que a taxa de juros média das operações com garantias reais é dada por:

$$\begin{aligned} E(Y_1 / X, Z, G=1) &= m_1(X, Z) + E(U_1 / X, Z, G=1) \\ &= m_1(X, Z) + E(U_1 / X, Z, V > Z \cdot \gamma) \end{aligned}$$

Como o termo U_1 pode não ser independente de G (em função do problema de seleção), a esperança condicional de U_1 pode não ser igual a zero. Ignorar esta esperança condicional na estimação de $E(Y_1 / \cdot)$ poderia nos trazer viés na estimação dos parâmetros de interesse (o

$F(Z\gamma + \delta \cdot X \cdot \beta + \delta \cdot \alpha \cdot G + \delta \cdot \epsilon) + [1 - F(Z\gamma + \delta \cdot X \cdot \beta + \delta \cdot \epsilon)]$, o segundo termo dessa igualdade só poderá ser igual a 1 se $\delta \cdot \alpha = 0$. Isto significa que não podemos incluir, ao mesmo tempo, a variável Y na equação de G e a variável G na equação de Y .

mesmo raciocínio deve ser aplicado para as operações sem garantias, com a diferença de que, nesse caso, temos $V < Z \cdot \gamma$.

O próprio efeito do tratamento médio sob as hipóteses do *switching regression model*, que é dado por:

$$ATE = E(Y_1 - Y_0 / X, Z) = m_1(X, Z) - m_0(X, Z)$$

seria estimado de forma viesada, uma vez que teríamos problema na estimação de m_1 e de m_0 , se ignorássemos a relação entre G e U_1 e a relação entre G e U_0 .

O efeito do tratamento sobre os tratados, TT , sob as hipóteses do *switching regression model*, por outro lado, é dado por:

$$\begin{aligned} TT &= E(\Delta / X, Z, G=1) = m_1(X, Z) - m_0(X, Z) + E(U_1 - U_0 / X, Z, G=1) \\ &= m_1(X, Z) - m_0(X, Z) + E(U_1 - U_0 / X, Z, V > Z \cdot \gamma) \end{aligned}$$

Neste caso, a relação entre U_i ($i=0,1$) e G faz parte do parâmetro⁶. O TT , porém, depende do contrafactual $E(U_0 / X, Z, G=1)$, que só poderá ser identificado se $E(U_0 / X, Z) = 0$ em alguma região de valores de X e Z (Heckman *et al* (1998) e Heckman *et al* (1999)). Sob essa hipótese de identificação, obtemos o contrafactual da seguinte forma:

$$E(U_0 / X, Z) = \Pr(G=1 / X, Z) \cdot E(U_0 / X, Z, G=1) + \Pr(G=0 / X, Z) \cdot E(U_0 / X, Z, G=0) = 0$$

O que implica:

$$E(U_0 / X, Z, G=1) = - E(U_0 / X, Z, G=0) \cdot \{(1 - P(Z)) / P(Z)\}$$

onde $P(Z) = \Pr(G=1 / X, Z)$. Daí, concluímos que:

$$E(Y_0 / X, Z, G=1) = m_0(X, Z) + E(U_0 / X, Z, G=0) \cdot \{(P(Z) - 1) / P(Z)\}$$

Portanto:

$$TT = m_1(X, Z) - m_0(X, Z) + E(U_1 / X, Z, G=1) - E(U_0 / X, Z, G=0) \cdot \{(P(Z) - 1) / P(Z)\}$$

O efeito do tratamento sobre os não tratados é obtido de forma inteiramente análoga:

$$TNT = m_1(X, Z) - m_0(X, Z) + E(U_1 / X, Z, G=1) \cdot \{P(Z) / (P(Z) - 1)\} - E(U_0 / X, Z, G=0)$$

Os parâmetros de interesse, por conseguinte, dependem da hipótese de identificação $E(U_i / X, Z) = 0$ (que permite, também, identificar $m_i(X, Z)$) e dependem da relação entre U_i e V .

⁶ Observamos, além disso que, se $E(U_1 - U_0) < 0$, há ganhos em termos de menores taxas de juros para os clientes que oferecem garantias, em função de fatores não observáveis.

Como a densidade bivariada de U_i e V (para $i=0,1$) é elemento chave na estimação do efeito das garantias sobre os juros e, como o modelo de seleção clássico não é robusto a afastamentos da hipótese de normalidade bivariada (que não parece se aplicar aos dados que temos em mãos, como veremos adiante), procuramos aproximar a densidade conjunta de forma a diminuir o problema de má especificação e da conseqüente inconsistência nas estimações dos parâmetros.

Lee (1982) utilizou um resultado bastante conhecido da literatura estatística (Chambers, 1967) para corrigir o problema de viés de seleção. Ele aproximou a densidade de duas variáveis $f(u,v)$ por uma expansão que depende da normal padrão $\phi(u,v)$ e de uma série composta por derivadas da densidade normal padrão. Truncando a expansão (até a derivada de quarta ordem), ele obtém a chamada expansão de Gram-Charlier, que não tem expressão analiticamente fechada, exceto para casos especiais. Para o caso em que a variável V siga normal padrão, a esperança de U , dado V , pode ser escrita como (Heckman *et al*, 1986):

$$E(U / V) = \rho.V + (V^2 - 1) (\mu_{12} / 2) + (V^3 - 3.V) (\mu_{13} - 3\rho) / 6$$

onde μ_{12} e μ_{13} são momentos cruzados de U e V (isto é, $\mu_{lm} = E(U^l.V^m)$).

Neste caso, a esperança de U , dado que $V > Z.\gamma$, pode ser escrita como:

$$E(U / V > Z.\gamma) = \tau_1. g_1(Z.\gamma) + \tau_2. g_2(Z.\gamma) + \tau_3. g_3(Z.\gamma)$$

onde τ_1 , τ_2 e τ_3 são parâmetros e:

$$g_1(Z.\gamma) = -\phi(Z.\gamma) / \Phi(Z.\gamma)$$

$$g_2(Z.\gamma) = -(Z.\gamma). \phi(Z.\gamma) / [2.\Phi(Z.\gamma)]$$

$$g_3(Z.\gamma) = ((Z.\gamma)^2 - 1). \phi(Z.\gamma) / [6.\Phi(Z.\gamma)]$$

onde $\phi(.)$ é a função de densidade normal e $\Phi(.)$ é a função de distribuição acumulada normal⁷.

Se, além de V , U também tiver distribuição normal padrão, então os parâmetros τ_2 e τ_3 serão iguais a zero e recairemos no caso clássico de seleção:

$$E(U / V > Z.\gamma) = \rho.\sigma_u. \phi(Z.\gamma) / \Phi(Z.\gamma)$$

onde ρ é a correlação entre U e V ; σ_u é o desvio padrão de U .

⁷ Para o caso em que $V < Z.\gamma$ (isto é, $G=0$), a expressão será análoga à acima, exceto que os termos g_1 , g_2 e g_3 estarão multiplicados por -1 e divididos por $(1-\Phi(Z.\gamma))$ no lugar de $\Phi(Z.\gamma)$.

Se, além de τ_2 e τ_3 , o parâmetro τ_1 também for igual a zero, então não haverá evidências de que ocorra seleção com base em elementos não observáveis ao econometrista. Por conseguinte, bastará controlar pelas variáveis observáveis que captaremos a relação causal entre as garantias reais e as taxas de juros das operações de crédito.

Como, entretanto, a variável V pode não seguir uma normal (o que tornaria a expansão de Gram-Charlier sem forma analítica fechada), a saída de Lee (1982) foi aplicar uma transformação estritamente monotônica (J) de modo a não alterar as propriedades do modelo de seleção. Isto é possível uma vez que,

$$\begin{aligned} G=1 &\Leftrightarrow V > (Z.\gamma) \\ &\Leftrightarrow J(V) > J(Z.\gamma) \end{aligned}$$

Como essa transformação J pode ser qualquer transformação monotônica e como $J = \Phi^{-1}.F_V$ é uma transformação estritamente crescente, então podemos aplicá-la a V . Neste caso, a variável transformada, $J(V) = \Phi^{-1}.F_V(V)$ teria, por construção, densidade normal padrão. Daí, basta substituir a variável V pela transformada $J(V)$ nas equações acima, para poder usar a expressão fechada da esperança condicional de U .

Finalmente, com base na correção de Lee (1982), podemos expressar a estimação do efeito do tratamento sobre os tratados (o efeito do tratamento sobre os não tratados é inteiramente análogo):

$$\begin{aligned} TT &= E(\Delta / X, Z, G=1) \\ &= m_1(X, Z) - m_0(X, Z) + E(U_1 - U_0 / X, Z, G=1) \\ &= m_1(X, Z) - m_0(X, Z) + E(U_1 / X, Z, G=1) - E(U_0 / X, Z, G=0) \cdot \{(P(Z) - 1) / P(Z)\} \end{aligned}$$

Por tanto,

$$\begin{aligned} TT &= \{m_1(X, Z) - m_0(X, Z)\} + \\ &+ \{\tau_{11}.g_{11}(J(Z.\gamma)) + \tau_{21}.g_{12}(J(Z.\gamma)) + \tau_{31}.g_{13}(J(Z.\gamma))\} - \\ &- \{\tau_{10}.g_{01}(J(Z.\gamma)) + \tau_{20}.g_{02}(J(Z.\gamma)) + \tau_{30}.g_{03}(J(Z.\gamma))\} \cdot \{(P(Z) - 1) / P(Z)\} \end{aligned}$$

onde o primeiro termo do lado direito corresponde ao ATE; o segundo termo do lado direito corresponde a $E(U_1 / X, Z, G=1)$ com o termo $J(Z.\gamma)$ no lugar de $(Z.\gamma)$; e o terceiro termo, a $E(U_0 / X, Z, G=0)$, também com $J(Z.\gamma)$ no lugar de $(Z.\gamma)$ e multiplicado pela razão de probabilidade prevista pela equação de seleção.

Para estimarmos os parâmetros de interesse, procedemos então da seguinte forma:

- i) Estimamos a equação de seleção $\Pr(G=1/Z) = F_V(Z, \gamma)$, obtemos estimativas para (Z, γ) , F_V e construímos a variável transformada $J(V) = J(Z, \gamma)$ ⁸;
- ii) Em seguida estimamos, separadamente, um modelo de seleção para as operações com garantias (onde $Y_1=Y$ se $G=1$ e $Y_1=0$ se $G=0$) e outro para as operações sem garantias (onde $Y_0=Y$ se $G=0$ e $Y_0=0$ se $G=1$), seguindo a sugestão de Lee para corrigir o viés de seleção;
- iii) Construímos os três parâmetros de interesse deste estudo com base nas regressões anteriores e utilizamos *bootstrap* para construir os intervalos de confiança para as estimativas.

Vale atentar para o fato de que se não houver seleção com base em fatores não observáveis; se a função $m_i(X, Z)$ puder ser aproximada por uma função linear nos parâmetros, isto é, $m_i(X, Z) = X \cdot \beta_i$, onde X inclui um vetor de constantes e se os β_i 's ($i=0,1$) forem iguais para as operações com e sem garantias, exceto para o coeficiente associado ao vetor de constantes ($\alpha_1 - \alpha_0 = \alpha$), então o efeito das garantias sobre as taxas de juros dos empréstimos bancários poderá ser estimado por meio de uma regressão linear de Y em X com uma *dummy* G para indicar a presença de garantias. O parâmetro de interesse seria α , o coeficiente de G na regressão. Se os β_i 's forem diferentes entre $G=1$ e $G=0$, então o impacto das garantias nas taxas será dado por $X \cdot (\beta_1 - \beta_0)$. Se, por outro lado, houver seleção com base em não observáveis, então rodar uma regressão linear de Y em X e G não servirá para captar a relação causal entre garantias e juros e o procedimento exposto nesta seção será mais plausível⁹.

VI.2 – Dados do SCR

O primeiro problema que surge no tratamento dos dados é a forma como definimos o que é colateral. Em verdade, existe uma diferença entre o que pode ser considerado como colateral e o que é, legalmente, uma garantia real. Por exemplo, as operações de *Crédito Pessoal com Consignação em Folha de Pagamento* podem ser consideradas operações com colateral, mas não apresentam, formalmente, garantias reais. Mesmo as operações de *Cheque Especial* poderiam ter, em alguns casos, alguma forma de colateral, caso o cliente deixe recursos em CDB no banco, por exemplo¹⁰.

As garantias legais, por outro lado, podem ser de dois tipos: fidejussórias e não fidejussórias. As garantias fidejussórias podem envolver tanto fiança como aval dado por um ou mais garantidores. Quanto às garantias não fidejussórias (as garantias reais), elas podem ser de cinco tipos: *Cessão de Direitos Creditórios*; *Caução*; *Penhor*; *Alienação*

⁸ Precisamos da variável transformada porque a hipótese de normalidade do modelo de variável dependente binária foi rejeitada a 1%.

⁹ O artigo de Berger e Udell (1990), por exemplo, não leva em conta essa possibilidade e pode ter estimado apenas uma relação estatística entre colateral e juros, embora tenha interpretado os resultados como relações de causalidade.

¹⁰ A este respeito, ver capítulo VII deste Relatório sobre *Cheque Especial*, de Chu e Nakane.

Fiduciária ou Hipoteca (ver Apêndice deste capítulo para uma breve descrição sobre elas¹¹). Neste trabalho consideraremos apenas os efeitos das garantias não fidejussórias, isto é, definimos a variável $G=1$ se a operação apresentar pelo menos um dos cinco tipos especificados acima; e $G=0$ se a operação não apresentar nenhuma das cinco garantias acima¹². O aval e fiança servirão apenas como controle nas regressões feitas¹³.

Um segundo problema que encontramos foi a dificuldade em separar, em alguns casos, efeitos devidos à presença de garantias de efeitos devido à modalidade do crédito. Como existem algumas modalidades, como *Títulos Descontados*, por exemplo, em que todas as operações são feitas com garantias reais (no caso, o próprio título descontado pode ser dado como *Caução* ou como *Cessão*), o efeito das garantias não poderá ser totalmente identificado. Isto é, dado que o cliente optou por pedir recursos sob as regras de um determinado tipo de modalidade, ele pode não ter mais a opção de escolha entre dar ou não dar garantias. Neste caso, não é possível distinguir entre o que é impacto das garantias e o que é impacto das outras regras da modalidade. Para evitar este problema, limitamos o estudo apenas às modalidades em que observamos alguma heterogeneidade de operações com e sem garantias. Restringimo-nos apenas às modalidades *Capital de Giro* e *Conta Garantida*, pois foram as únicas que apresentaram esta heterogeneidade sem que pudessemos confundir os efeitos das garantias com outros tipos de efeitos possíveis, como veremos na seção *Estatísticas Descritivas*¹⁴.

2.1 Descrição dos Dados Utilizados

Utilizamos uma *cross-section* de dezembro de 2003 com as operações iniciadas nesse mês e com valor acima de R\$5.000,00. Tomamos apenas as operações novas a fim de captar as relações *ex-ante* das variáveis, isto é, no momento em que o contrato foi estabelecido.

Selecionamos as operações de crédito próprias de bancos comerciais, de bancos múltiplos com carteira comercial, do Banco do Brasil e da Caixa Econômica Federal. Restringimos também os dados para operações feitas com recursos livres domésticos e com taxas de juros

¹¹ Uma descrição do regimento legal das garantias do credor pode ser encontrada em Pinheiro e Cabral, 1998.

¹² Como *Crédito Pessoal Com Consignação em Folha* é uma modalidade que não apresenta nenhum dos cinco tipos de garantias reais, ela aparecerá no grupo com $G=0$.

¹³ A inclusão das garantias fidejussórias na *dummy* G traria dificuldades de interpretação dos resultados uma vez que operações que apresentam garantias reais e aval/fiança são bastante diferentes de operações que apresentam um ou outro tipo de garantia.

¹⁴ Embora a modalidade *Aquisição de Veículos* também apresente variabilidade nesse quesito, 97,3% das operações sem garantias para pessoas físicas e 98,7% desse mesmo tipo de operação para pessoa jurídica corresponderam a créditos oferecidos por dois bancos apenas. Mais do que isso, em um deles praticamente todas as operações apareceram com $G=0$. A estimação pretendida, portanto, poderia confundir-se com a política de crédito dessas duas IF's. Um problema parecido ocorre na modalidade *Aquisição de Outros Bens*, com a diferença de que, agora, a maior parte dos créditos são sem garantias e os créditos com garantias correspondem, *grossa modo*, a operações de um banco só (98,7% das operações com $G=1$ para pessoas físicas e 94% do mesmo tipo de crédito para pessoa jurídica). No caso do *Crédito Pessoal Sem Consignação em Folha*, por outro lado, as informações não pareceram confiáveis o suficiente para os nossos objetivos, já que a maior parte das operações com algum tipo de garantia real apresentavam taxas de juros abaixo de 10% a.a.. Lembramos uma vez mais que um banco de dados com a dimensão do SCR sempre pode estar sujeito a dificuldades deste tipo, ainda mais em se tratando de um período (dezembro de 2003) em que o sistema estava em fase de implantação.

prefixadas (não incluímos, portanto, empréstimos com recursos do BNDES, direcionamentos aos setores rural e imobiliário e repasses externos). O número de observações do banco de dados é de 472.640¹⁵.

Dividimos as variáveis observáveis em três blocos: características do contrato, características do cliente e características dos bancos. Dentre as características do contrato, temos a taxa de juros efetiva e anualizada (considerando-se dias corridos) da operação e o prazo em dias¹⁶. Há também a classificação de risco da operação (de AA a H) feita pelos próprios bancos. Chamamos atenção para o fato de que as operações com risco acima de D devem incorporar operações renegociadas. Uma vez que ainda não tínhamos disponível o campo que identifica a operação como renegociada, podemos apenas sugerir este fato com base na prática comum dos bancos e na Resolução 2.682, que estabelece que operações renegociadas devem apresentar a última classificação de risco da operação original. Nas estimações dos parâmetros de interesse, restringimos-nos às operações entre AA e C apenas, a fim de diminuir o problema de inclusão das operações renegociadas. Além disso, as operações com risco maior do que D representam apenas 2,82% do banco de dados.

Com relação às modalidades da operação, destacamos três grandes blocos: *Empréstimos, Títulos Descontados e Financiamentos*. Dentro do bloco dos *Empréstimos* temos as modalidades *Cheque Especial; Crédito Pessoal (com e sem Consignação em Folha de Pagamento); Conta Garantida; Capital de Giro; Vendedor e Comprador*.

No bloco dos *Títulos Descontados*, temos as modalidades *Duplicatas, Cheques e Outros Títulos Descontados*. Finalmente, no bloco de *Financiamentos* há *Aquisição de Veículos; Aquisição de bens (outros); Vendedor; Comprador e Financiamento de Projetos*.

Ainda olhando para as características dos contratos, temos informações sobre o valor das operações, sobre o valor das garantias reais e sobre o tipo das garantias utilizadas. Com relação ao valor das operações, possuímos a distribuição de vencimentos por intervalos de tempo. Uma vez que não temos os dias de pagamento das parcelas devidas, não pudemos calcular o valor presente da operação (o que só seria possível por meio de alguma interpolação).

¹⁵ Cortamos informações que não pareciam confiáveis, como taxas de juros extremamente elevadas (acima de 200% a.a., que correspondia a 0,5% do banco de dados original) ou extremamente baixas (abaixo de 10% a.a., que correspondia 17,7% dos dados originais). Esses valores podem corresponder, em grande medida, a erros no fornecimento das informações. As operações que apresentavam taxas entre 0 e 1% a.a., por exemplo, formavam 12,2% do banco original. Apesar de haver, de fato, operações com taxas muito baixas (ou mesmo iguais a zero, como no caso de *Aquisição de Veículos* feitas por bancos que têm acordos com montadoras ou concessionárias), optamos por minimizar os possíveis erros de informação da amostra (agradecemos Vânio César Pikler Aguiar e Alcir Antônio Palharini por nos chamarem a atenção para este fato). Além disso, retiramos também alguns tipos de modalidades e de garantias classificadas como *Outros*.

¹⁶ O prazo médio dos créditos na nossa amostra é de 336 dias; a mediana, por sua vez, é de 91 dias. Além disso, 30% das operações estavam previstas para terminar em Janeiro de 2004 e 27%, para terminar entre Fevereiro e Março de 2004.

Com relação ao valor das garantias reais, a maior parte delas foram avaliadas entre novembro e dezembro de 2003¹⁷. A prática nos sugere que estas avaliações são feitas ou pelos próprios bancos ou por empresas contratadas pelos bancos para fazer as avaliações. Além disso, ao que parece, o valor de um título dado como garantia é obtido pelo seu valor de mercado (talvez com algum desconto ou com o aumento no número de títulos exigidos se ele for percebido como de pouca liquidez); e o valor de um bem real dado como garantia é obtido pelo seu preço de mercado (embora a instituição financeira leve em consideração a depreciação do bem ao longo do prazo do contrato e do tempo esperado de recuperação no caso de *default*).

Quanto ao tipo das garantias, já destacamos que elas podem ser fidejussórias ou não fidejussórias. No SCR, podemos saber quantos fiadores ou avalistas aparecem em uma operação (em nossa amostra, aparecem até dois para cada contrato) e qual o tipo deles (se é pessoa física ou jurídica).

No bloco das características dos clientes temos o tipo do cliente, isto é, se ele é pessoa física ou jurídica, e, se for pessoa jurídica, o setor de atividade (dado pelo código CNAE) e a natureza jurídica (se é S/A, ou por Cotas de Responsabilidade Limitada, ou se é Firma Mercantil Individual, etc.). Temos também o tempo de relacionamento do cliente com o banco e informações agregadas sobre o cliente no Sistema Financeiro Nacional, quais sejam: a quantidade de operações abertas do cliente no SFN, a quantidade de IF's em que o tomador de recursos é cliente e o volume de créditos em atraso no Sistema.

Finalmente, com relação às características das IF's, temos apenas o CEP da agência que concedeu o crédito¹⁸. Utilizamos, porém, nas regressões que fizemos, dummies para cada instituição financeira (que totalizavam 86).

2.2 Estatísticas Descritivas

A taxa de juros média dessa amostra foi de 44,51% a.a. com desvio-padrão de 28,54.¹⁹ A taxa de juros média de pessoas físicas (39,4% da amostra) foi maior que a de pessoas jurídicas (60,6% da amostra), como já era de se esperar: 51,5% a.a. e 39,9% a.a., respectivamente.

Conforme apresentado na última coluna da Tabela 1, as operações feitas com algum tipo de garantia real apresentam taxa de juros menores do que aquelas sem nenhum tipo de garantia real (33,6 % a.a. e 62,26 % a.a., respectivamente). Notamos também que a proporção de operações com garantias é de 61,93 % daquelas iniciadas em dezembro de 2003.

¹⁷ Em 87% dos casos, a avaliação foi reportada no mesmo dia em que o crédito foi concedido. Em 11,5% das operações com garantias, elas foram avaliadas antes da assinatura do contrato (a maior diferença foi de 44 dias) e em apenas 1,15% as garantias foram avaliadas depois da assinatura. Finalmente, não há informações sobre a data de avaliação para 4,6% dos casos,.

¹⁸ O CEP divide o país em 10 regiões distintas, conforme a classificação da Agência de Correios.

¹⁹ A distribuição das taxas de juros, além disso, é assimétrica à esquerda (coeficiente de assimetria=2,21) e leptocúrtica (kurtosis=8,12).

As operações sem nenhum tipo de garantia (28,2% do banco de dados) apresentam, como seria de se esperar, as maiores taxas de juros: 68% a.a.. A presença de garantidores em operações sem garantias reais também diminui as taxas (primeira linha da Tabela 1), contudo, a presença deles em empréstimos que já apresentem garantias reais aumenta a taxa média de 33,43% a.a. para 34,8% a.a.(penúltima linha da Tabela 1). A proporção de operações com aval ou fiança é de apenas 16,92% da amostra.

Tabela 1

Garantia Real	Número de Garantidores			Total
	0	1	2	
Sem Garantia Real				
Taxa de Juros Média	68,06	45,67	43,50	62,26
Frequência	133.314	46.534	80	179.928
Proporção	28,21%	9,85%	0,02%	38,07%
Com Garantia Real				
Taxa de Juros Média	33,43	34,83	34,84	33,59
Frequência	259.365	33.236	111	292.712
Proporção	54,88%	7,03%	0,02%	61,93%
Total				
Taxa de Juros Média	45,19	41,15	38,46	44,51
Frequência	392.679	79.770	191	472.640
Proporção	83,08%	16,88%	0,04%	100,00%

Como precisamos separar o efeito das garantias dos efeitos das modalidades, apresentamos na Tabela 2 a proporção e a taxa de juros média de operações com e sem garantias em cada uma delas. As modalidades *Vendor* e *Compror* não têm garantias reais (apenas fidejussórias) e apresentam as menores taxas de juros dentre elas. Uma possível explicação para esse fato – e que surge de imediato – é a presença do garantidor que caracteriza este tipo de empréstimo²⁰. *Aquisição de Veículos* (Pessoa Física ou Jurídica) têm taxas de juros relativamente baixas e possuem uma grande proporção de operações com garantias reais (no caso, as garantias são do tipo *Alienação Fiduciária*). Facilidades na recuperação de bens alienados podem ajudar a explicar as taxas destas operações. Os *Títulos Descontados* também apresentam taxas abaixo da média e são caracterizados pela presença de garantias reais (dadas pelo próprio título descontado).

²⁰ As operações da modalidade *Vendor* são do seguinte tipo: uma empresa vende a prazo um produto ao seu cliente (em geral um fornecedor vende a um cliente tradicional) e recebe o pagamento a vista de um banco, que, por sua vez, financia o comprador. Nesta operação, a empresa vendedora torna-se a garantidora de seu cliente. Nas operações do tipo *Compror*, pequenas indústrias vendem para grandes lojas comerciais. O banco paga o valor da venda às pequenas indústrias e financia as grandes lojas que, assim, dilatam o prazo de pagamento da compra.

As diferenças entre as taxas das diferentes modalidades podem refletir, em grande medida, o tipo de garantia a elas associadas. Entretanto, para termos maior confiança de que os efeitos que captaremos são devidos apenas às garantias reais, enfocaremos apenas as modalidades *Capital de Giro* e *Conta Garantida*, como já havíamos mencionado. Observamos que elas apresentam uma boa variabilidade na distribuição de operações com $G=1$ e com $G=0$ ²¹.

Tabela 2

Modalidade	Sem Garantias Reais		Com Garantias Reais		Total	
	Taxa de Juros	Proporção	Taxa de Juros	Proporção	Taxa de Juros	Proporção
Empréstimos						
Cheque Especial	132,94	3,70%	117,68	0,08%	132,74	3,75%
Conta Garantida	89,84	6,02%	62,94	0,70%	87,06	6,72%
C. PESSOAL (com Cons)	42,04	7,72%	.	.	42,04	7,72%
C. PESSOAL (sem Cons)	69,18	7,15%	53,20	0,28%	68,58	7,42%
Capital de Giro	51,44	6,13%	42,67	0,65%	50,61	6,78%
Vendor	24,80	1,48%	34,81	0,02%	24,91	1,49%
Compror	24,65	0,10%	27,36	0,06%	25,64	0,16%
Títulos Descontados						
Duplicatas	.	.	31,78	17,60%	31,78	17,60%
Cheque	.	.	33,02	23,38%	33,02	23,38%
Outros Títulos	.	.	36,44	1,05%	36,44	1,05%
Financiamento						
Aq. De Veículos- PF	32,36	2,41%	34,24	17,47%	34,01	19,88%
Aq. De Veículos- PJ	29,32	0,67%	28,01	0,44%	28,80	1,11%
Aq. de Outros Bens - PF	43,77	0,40%	24,71	0,19%	37,66	0,59%
Aq. de Outros Bens - PJ	31,23	0,17%	24,48	0,05%	29,69	0,22%
Vendor	20,25	2,01%	.	.	20,25	2,01%
Compror	23,68	0,10%	25,08	0,00%	23,71	0,11%
Fin. De Projetos	32,66	0,00%	.	.	32,66	0,00%

VI.3 – Resultados

O primeiro passo da nossa abordagem, conforme explicitado na seção de metodologia, foi estimar a equação de seleção $\Pr(G=1/Z) = F_V(Z,\gamma)$. A função de distribuição F_V que utilizamos foi um logit, no caso do *Capital de Giro*, e um logit assimétrico, no caso de *Conta Garantida*, pois o modelo probit não passou no teste de normalidade do erro da variável latente²². O teste de razão de verossimilhança entre um logit e um logit assimétrico

²¹ Na modalidade *Capital de Giro*, temos 32.036 observações, dentre as quais 3.056 apresentam algum tipo de garantia real (um terço delas, do tipo *Caução de Notas Promissórias e Outros*). Já na modalidade *Conta Garantida*, há 31.742 operações e 3.286 delas têm garantias (metade delas são do tipo *Cessão de Notas Promissórias e Outros* e a outra metade está dividida entre *Caução de Duplicatas* e *Caução de Notas Promissórias e Outros*).

²² Seguindo o teste LM proposto por Newey (1985), rodamos um probit e com base nas estimativas de γ regredimos um vetor de 1's contra um vetor de scores, $s(Z,\gamma)$, e um vetor $g(Z,\gamma)$, composto por $\lambda \cdot [G - \Phi(Z,\gamma)] \cdot (Z,\gamma)^2$ e por $\lambda \cdot [G - \Phi(Z,\gamma)] \cdot (Z,\gamma)^3$, onde $\lambda = \{\phi(Z,\gamma) / [\Phi(Z,\gamma) \cdot (1 - \Phi(Z,\gamma))]\}$. A multiplicação de N , o número de observações da amostra, pelo r -quadrado não centrado da regressão acima, R^2 , tem, sob a hipótese de normalidade do erro latente, distribuição assintótica qui-quadrada com 2 graus de liberdade. Na nossa amostra, o p -valor desse teste foi igual a zero, tanto para *Capital de Giro* como para *Conta Garantida*.

(que inclui o modelo anterior como um caso especial) favoreceu o primeiro modelo para *Capital de Giro*, mas favoreceu o segundo modelo para *Conta Garantida*. O modelo logit assimétrico, conhecido também como scobit ou lomit (Nagler, 1994; McDonald, 1996), pode ser escrito da seguinte forma:

$$F_V(Z.\gamma) = 1 - \{ 1 / [1 + \exp (Z.\gamma)]^q \}, \quad q > 0$$

onde q é um parâmetro a ser estimado. Se ele for igual a 1, obtemos o modelo logit tradicional; se ele for maior que 1, a distribuição será assimétrica à esquerda (o que implica que $\Pr(V<0)$ será maior que $\Pr(V>0)$) e se ele for menor que 1, a distribuição será assimétrica à direita²³.

As seguintes variáveis foram incluídas em Z :

- a) o prazo da operação;
- b) o prazo elevado a 1/2;
- c) três dummies para o tempo de relacionamento do cliente com o banco, onde a referência é dummy em que os clientes têm zero dia de relacionamento e as outras duas indicam, respectivamente, tempo maior que zero e menor que um ano e meio e tempo maior que um ano e meio;
- d) dummies para o tipo do garantidor fidejussório quando há garantidor (pessoa física ou jurídica);
- e) o número de garantidores (se é igual a 0, igual a 1 ou igual a 2);
- f) dummies para a classificação de risco da operação, de AA a C;
- g) quantidade de operações abertas que o cliente têm no SFN;
- h) quantidade de bancos com que o cliente tem operações no SFN;
- i) dummies para as 10 regiões do país em que as agências concederam o crédito, de acordo com o CEP;
- j) dummies para o setor de atividade da firma, de acordo com o código CNAE;
- k) dummies para a natureza jurídica do tomador de recursos;
- l) três dummies para os créditos em atraso do cliente no SFN, se houver algum. Uma delas indica há algum atraso até 15 dias; outra, se há atraso entre 15 e 90 dias; e outra, se há atraso há mais de 90 dias;
- m) dummies para cada IF da amostra (60 IF's, para *Capital de Giro*; e 46, para *Conta Garantida*).

²³ O logit assimétrico (assim como o probit e o logit) é um caso particular da família de distribuição exponencial beta do tipo 2 (EBG2), que é definida por:

$$EGB2(z; a, b, p, q) = (e^{a.p.z}) / (b^{a.p} . B(p,q) . [1 + (e^{a.z} / b^{a.p})^{p+q}]$$

onde $B(p, q)$ é a função beta. O modelo logit corresponde ao caso em que $a=b=p=q=1$; e o logit assimétrico, ao caso em que $a=b=p=1$, mas permite que o parâmetro 'q' seja diferente de 1. Para a modalidade *Conta Garantida*, estimamos $q=0,05$.

Obtidas as estimativas para $(Z.\gamma)$ e para F_v ²⁴, construímos a variável transformada $J(V)=J(Z.\gamma)$ e partimos para o segundo passo da estimação: rodar, separadamente, um modelo de seleção para as operações com garantias e outro para as operações sem garantias, seguindo a sugestão de Lee (1982) para corrigir o viés de seleção. Neste caso, utilizamos o logaritmo das taxas de juros em vez das taxas em nível para melhorar a especificação do modelo estatístico²⁵. As variáveis explicativas nestas regressões são as mesmas listadas anteriormente.

Chamamos a atenção para o fato de que, para os dois modelos de seleção (com e sem garantias) e para as duas modalidades, quase todos os coeficientes que corrigem o viés de seleção foram significativos (Tabela 3)²⁶. Os únicos para os quais não podemos rejeitar a hipótese nula são os associados a g_{03} , isto é, o terceiro termo da expansão de Lee na equação das taxas de juros sem garantias. Este resultado indica, em primeiro lugar, que as operações de crédito são diferentes em fatores não observáveis ao econometrista. Esses fatores podem decorrer tanto de variáveis observadas pelos bancos, mas não observadas ao pesquisador (como informações sobre balanço patrimonial das firmas e renda mensal comprovada das pessoas físicas); como também podem decorrer de problemas ligados à assimetria de informações entre os bancos e os clientes. Lembramos, porém, que o objetivo deste estudo não é o de testar a presença de assimetria de informações no mercado de crédito, mas sim o de estimar o impacto das garantias sobre as taxas de juros. Os resultados obtidos aqui, por outro lado, não nos permitem descartar a hipótese de existência de informação assimétrica neste mercado, especialmente se acreditarmos que as variáveis incluídas nas estimações refletem as informações necessárias para os bancos avaliarem o risco do crédito do cliente.

Em segundo lugar, a significância dos coeficientes que corrigem o viés de seleção indica que, se tivéssemos assumido normalidade bivariada entre U_i e V , poderíamos ter estimado os parâmetros de interesse de forma inconsistente.

²⁴ A porcentagem corretamente prevista foi de 89,57% para *Capital de Giro* e de 90,10% para *Conta Garantida*. Os resultados da estimação dos modelos podem ser obtidos com os autores.

²⁵ A distribuição das taxas de juros, como já mencionamos, é bastante assimétrica e leptocúrtica. O logaritmo diminui a assimetria, embora não diminua a kurtosis e, além disso, melhora as previsões do modelo (que sem o logaritmo, teria previsões de taxas de juros negativas). Os erros da regressão, porém, não seguem uma normal; na verdade, nenhuma transformação de box-cox foi aceita.

²⁶ Utilizamos *bootstraps* com correção de viés para construir os intervalos de confiança.

Tabela 3 – Coeficientes da Correção do Viés de Seleção

	<i>Capital de Giro</i>		<i>Conta Garantida</i>	
	Coeficiente	Intervalo de Confiança	Coeficiente	Intervalo de Confiança
g11	1,94	(1,62; 2,23)	2,39	(1,78; 2,91)
g12	0,69	(0,57; 0,86)	1,30	(0,90; 1,66)
g13	0,20	(0,13; 0,28)	0,37	(0,21; 0,50)
g01	-1,56	(-1,75; -1,37)	-2,66	(-3,13; -1,95)
g02	0,56	(0,32; 0,86)	0,38	(0,07; 0,67)
g03	0,08	(-0,14; 0,29)	-0,27	(-0,71; 0,57)

Finalmente, construímos os três parâmetros de interesse deste estudo com base nas regressões anteriores. Os resultados estão na tabela 4 abaixo²⁷.

Tabela 4 – Parâmetros de Interesse

Parâmetro	<i>Capital de Giro</i>		<i>Conta Garantida</i>	
	Estimativa	Intervalo de Confiança	Estimativa	Intervalo de Confiança
ATE	-0,73	(-0,74; -0,71)	-2,00	(-2,01; -1,98)
TT	-2,58	(-2,71; -2,44)	-6,53	(-6,61; -6,44)
TNT	-0,22	(-0,23; -0,21)	-0,57	(-0,58; -0,56)

Vemos que, para as duas modalidades, os três parâmetros (integrados em X e Z) são negativos e significativos, como o esperado. No caso do efeito médio do tratamento (ATE), notamos que o efeito de sortear aleatoriamente uma operação de crédito em uma modalidade e passá-la do estado "0" para "1" (isto é, do estado "sem garantias reais" para o estado "com garantias reais") seria o de reduzir o logaritmo das taxas de juros do *Capital de Giro* em 0,73 p.p., e reduzir em 2 p.p. o log das taxas da *Conta Garantida*²⁸. Dentre as

²⁷ Utilizamos *bootstraps* com correção de viés para construir os intervalos de confiança.

²⁸ Apenas para ilustrar como estes parâmetros podem indicar um efeito bastante forte das garantias, suponha que pudéssemos tirar o logaritmo das taxas de juros de dentro do operador esperança (o que, a rigor, não podemos fazer). Neste caso, olhando para o ATE, teríamos que a razão das taxas (Y_1/Y_0) de *Capital de Giro* seria igual a 0,48, isto é, a taxa de uma operação de crédito caso oferecesse garantias reais seria a metade da taxa da mesma operação caso ela não oferecesse essas garantias. Aplicando o mesmo raciocínio para *Conta*

operações com garantias (TT), o efeito seria ainda maior, pois reduziria o logaritmo das taxas de juros, respectivamente, em 2,58 p.p. e em 6,53 p.p.. Por outro lado, o efeito das garantias entre as operações que não as oferecem (TNT) seria menor: diminuiria o log das taxas de *Capital de Giro* em 0,22 p.p.; e o log das taxas da *Conta Garantida* em 0,57 p.p..

A Tabela 5 abaixo expõe as estimativas dos parâmetros de interesse sob diferentes hipóteses de identificação. O primeiro deles, é o coeficiente da *dummy* G estimada em uma regressão do logaritmo das taxas de juros contra as variáveis explicativas (seguindo a mesma especificação da equação de juros exposta acima e com matriz robusta de White). Notamos que os coeficientes estimados são significativos: igual a -0,1 para *Capital de Giro*, e igual a -0,23 para *Conta Garantida*. Este coeficiente aponta para uma relação estatística negativa entre juros e garantias, quando condicionada nas variáveis observáveis. Lembramos que, embora não haja nada de errado em obter uma associação estatística entre duas variáveis aleatórias, como a que obtemos com essa regressão, ela não capta a relação de causalidade entre G e Y – ou ainda, subestima o parâmetro ATE – pois não está limpa dos fatores não observáveis.

Sob as hipóteses do modelo de seleção clássico, isto é, sob a hipótese de normalidade bivariada dos erros, as estimações dos parâmetros de interesse seriam bem diferentes das obtidas anteriormente. Exceto o parâmetro TT para *Capital de Giro*, todos os demais estariam, em módulo, superestimados. Finalmente, se tivéssemos utilizado probit na equação de seleção e tentado corrigir o viés de seleção seguindo a sugestão de Lee (1982), teríamos novamente magnitudes bastante diferentes das obtidas utilizando os logits (assimétrico ou não). O efeito do tratamento sobre os não tratados (TNT) teria, inclusive, o sinal invertido.

Garantida, a razão das taxas seria igual a 0,135, ou seja, a taxa de juros com garantias seria um pouco maior do que *um oitavo* da taxa de juros sem garantias.

Tabela 5 – Parâmetros Sob Outras Hipóteses de Identificação

Parâmetro	<i>Capital de Giro</i>		<i>Conta Garantida</i>	
	Estimativa	Intervalo de Confiança	Estimativa	Intervalo de Confiança
Regressão linear				
ATE	-0,10	(-0,13; -0,08)	-0,23	(-0,25; -0,21)
Modelo Clássico				
ATE	-1,02	(-1,04; -1,00)	-9,73	(-9,76; -9,70)
TT	-0,71	(-0,80; -0,64)	-4,54	(-4,64; -4,44)
TNT	-1,09	(-1,10; -1,08)	-10,21	(-10,24; -10,18)
Probit+ Lee				
ATE	-0,01	(-0,02; -0,01)	-1,93	(-1,94; -1,93)
TT	-5,38	(-5,49; -5,25)	-10,74	(-10,86; -10,57)
TNT	0,48	(0,46; 0,49)	0,02	(0,01; 0,03)

VI.4 – Considerações Finais

O objetivo deste trabalho foi estimar o impacto da presença de garantias reais sobre as taxas de empréstimos bancários, utilizando os dados do Sistema de Informação de Crédito do Banco Central. Apesar das dificuldades de se utilizar um banco de dados ainda novo e com alguns problemas nas informações prestadas pelos bancos, acreditamos que o SCR é a mais rica fonte de dados disponível para o mercado de crédito no Brasil.

Os resultados obtidos sugerem, em primeiro lugar, que as operações sem garantias reais estão associadas a fatores não observáveis diferentes das operações com garantias. Uma vez que condicionamos as estimações nas características do contrato e utilizamos dummies para as IF's, os fatores não observáveis devem decorrer da heterogeneidade não observada dos clientes. Essa heterogeneidade pode advir tanto de problemas de assimetria de informação entre banco e cliente, como pode ser resultado de fatores não observáveis apenas ao economista. Entretanto, qualquer que seja o motivo, ignorar esses fatores poderia levar a estimativas inconsistentes sobre o impacto das garantias nas taxas de juros.

Percebemos, em segundo lugar que, apesar das dificuldades na recuperação de garantias existente no Brasil, elas parecem reduzir as taxas de juros de forma significativa. O efeito pareceu ser bastante forte para o caso em que sorteamos aleatoriamente uma operação dentre as modalidades escolhidas e a passamos do estado "sem garantias" para o estado "com garantias". Como este efeito está limpo daqueles devidos aos fatores não observáveis ao econometrista, incluindo a auto-seleção dos clientes entre diferentes tipos de contratos, temos evidências que nos sugerem que as garantias reduzem juros independentemente de servirem também para resolver o problema de seleção adversa. Além disso, tanto entre os tratados (TT) como entre os não tratados (TNT), o impacto pareceu ser muito grande – particularmente forte entre os tratados.

Lembramos que este trabalho ainda é uma primeira aproximação aos dados do SCR e que deveremos obter grandes ganhos com a superação dos problemas da implantação do sistema e à medida que acrescentarmos a dimensão temporal nas estimações. Em pesquisas futuras poderemos realizar testes de assimetria de informações, tentar identificar a direção de causalidade entre outras variáveis de interesse ou ainda, estimar probabilidades de *default*.

Referências Bibliográficas

Araújo, A. P. e Lundberg, E. L. (2003) "A Nova Lei de Falências – Uma Avaliação", *Economia Bancária e Crédito*, Banco Central do Brasil.

Bester, H. (1985) "Screening Vs. Rationing in Credit Markets With Imperfect Information", *American Economic Review*, 75, p. 850-855.

Berger, A. N. e Udell, G. F. (1990) "Collateral, Loan Quality, and Bank Risk", *Journal of Monetary Economics* 25, p.21-42.

Boot, A. W. A. e Thakor, A. V. (1994) "Moral Hazard and Secured Lending in an Infinitely Repeated Credit Market Game", *International Economic Review*, Vol. 35, n.4, p.899-920.

Chambers, J. M. (1967) "On Methods of Asymptotic Approximation for Multivariate Distributions", *Biometrika*, 59, p. 367-383.

Heckman, J. e Macurdy, T. E. (1986) "Labor Econometrics", in: Z. Griliches e M. Intriligator, eds, *Handbook of Econometrics*, Vol. III, cap. 32.

Heckman, J., Ichimura, H., Smith, J. A. e Todd, P. (1998) "Characterizing Selection Bias Using Experimental Data", *Econometrica*, Vol. 66, n.5, p. 1017-1098.

Heckman, J., LaLonde, R. J., Smith, J. A. (1999) "The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs", in: O. Ashenfelter e D. Card, eds, *Handbook of Labor Economics*, Vol. III.

Lee, L. F. (1982) "Some Approaches to the Correction of Selectivity Bias", *The Review of Economic Studies*, Vol. 49, n.3, p.355-372.

Pinheiro, A. C. (2003) "O Comportamento Judicial dos *Spreads* Bancários", *Economia Bancária e Crédito*, Banco Central do Brasil.

Pinheiro, A. C. e Cabral, C. (1998) "Mercado de Crédito no Brasil: O papel do Judiciário e de Outras Instituições", *Ensaio BNDES*, n.9, Rio de Janeiro.

Nagler, J. (1994) "Scobit: an Alternative Estimator to Logit and Probit", *American Journal of Political Science*, 38, p. 230-255.

Newey, W. K. (1985) "Maximum Likelihood Specification Testing and Conditional Moment Tests", *Econometrica*, Vol. 53, n. 5, p. 1047-1070.

McDonald, J. B. (1996) "An Application and Comparison of Some Flexible and Semi-Parametric Qualitative Response Models", *Economic Letters*, 53, p. 145-152.

Apêndice

Conforme exposto na seção *Dados*, as garantias não fidejussórias podem ser de cinco tipos: *Cessão de Direitos Creditórios; Caução; Penhor; Alienação Fiduciária ou Hipoteca*. A diferença entre elas depende fundamentalmente do direito de propriedade e da posse do bem dado em garantia durante a vigência do contrato. A *Cessão de Direitos Creditórios* fornece ao credor o direito de propriedade sobre um bem intangível, isto é, sobre o crédito do tomador. Neste tipo de garantia, os títulos que podem ser colocados à disposição são *Duplicatas; Cheques; Fatura de Cartão de Crédito; Aplicações Financeiras (Renda Fixa e Renda Variável); Direitos sobre Aluguéis e Notas Promissórias e Outros*.

A garantia do tipo *Caução* não envolve a transferência de propriedade de um título do devedor para o credor, mas o controle desse título permanece com o credor. Os títulos que podem ser utilizados neste tipo de garantia são os mesmos que no caso da *Cessão de Direitos Creditórios*.

O *Penhor*, assim como a *Caução*, é caracterizado pela não transferência de propriedade sobre os bens usados como garantias – nesse caso, bens tangíveis – e pela posse física do bem pelo credor. Ou seja, o credor recebe a posse na qualidade de depositário do bem, mas não tem direito de propriedade sobre ele. Os tipos de *Penhor* são de *Produtos Agropecuários (com ou sem Warrant); Equipamentos; Veículos; Imóveis; Civil e Outros*.

A *Alienação Fiduciária* é a transmissão de título de propriedade de um ativo do devedor para o banco como garantia de um contrato de crédito, mas que mantém o devedor no controle direto do ativo (na qualidade de depositário). Facilidades na recuperação de veículos dados como garantias podem explicar boa parte do sucesso da *Alienação de Veículos* no mercado de crédito brasileiro. A *Alienação*, porém, pode não ter resultados tão bons quando o bem dado em garantia não possui um mercado secundário de alta liquidez ou quando possui baixo valor de liquidação. Além de veículos, podem ser alienados *Equipamentos; Imóveis e Outros*.

Finalmente, a *Hipoteca* não envolve a transferência de propriedade de um ativo para o credor (de imóvel, navio ou aeronaves), mas o devedor não pode dispor do bem sem autorização do banco. As *Hipotecas* podem ser de *Primeiro Grau* (quando o bem é usado como garantia de uma única operação) ou de *Segundo Grau* (quando o mesmo bem é usado para garantir um segundo contrato).