



Revista de Economia e Agronegócio - REA
ISSN impresso: 1679-1614
ISSN online: 2526-5539
Vol. 15 | N. 1 | 2017

Amanda Massaneira de Souza Schuntzemberger

Doutora em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná. Professora do Departamento de Zootecnia da Universidade Estadual de Londrina
E-mail: amandamss@uel.br

Armando Vaz Sampaio

Doutor em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo. Professor do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná.
E-mail: avsampaio@ufpr.br

DETERMINANTES DO ACESSO AO CRÉDITO RURAL OFERTADO POR COOPERATIVAS DE CRÉDITO: UMA ANÁLISE DO CENSO AGROPECUÁRIO 2006

RESUMO

O presente analisou os fatores determinantes do acesso ao crédito rural via cooperativas de crédito e via bancos, em relação aos estabelecimentos agropecuários que não acessaram crédito. Considerou-se no modelo características observáveis tanto dos estabelecimentos como de seus responsáveis. Os resultados sugerem que os estabelecimentos que tiveram acesso à assistência técnica e cujo responsável participava de cooperativas e, ou, outras entidades de classe tinham mais chances de acessar crédito via cooperativas de crédito e bancos do que sofrer restrição de crédito. Estabelecimentos situados na região Sul apresentaram maior probabilidade de acessar crédito rural. Pode-se considerar que os esforços das políticas públicas direcionadas à agropecuária devem se voltar para a redução das restrições de crédito e também para a melhoria do acesso à assistência técnica e estímulo à participação dos produtores rurais em cooperativas e, ou, entidades de classe. Fortalecer o cooperativismo de crédito nas regiões fora do eixo Sul-Sudeste também parece importante.

Palavras-chave: Cooperativas de crédito; Crédito rural; Estabelecimentos agropecuários; Logit multinomial.

ABSTRACT

This paper aimed to analyze the determinants of access to rural credit, through credit unions and banks compared to agricultural establishments that did not accessed rural credit. Observable characteristics of both agricultural establishments and their person in charge were included in the multinomial logit model model. The results suggest that establishments which had access to technical assistance and whose person in charge participated in cooperatives and/or other class entities were more likely to access rural credit through cooperatives and banks than to undergo credit restrictions. Establishments located in the South region were more likely to access rural credit, both through credit unions and banks. Thus, it can be considered that public policy efforts directed at agricultural sector should be focused on reducing credit restriction, improving access to technical assistance and on encouraging the participation of farmers in cooperatives and/or other class entities. Strengthen credit union in regions outside the South-Southeast axis also seems to be important.

Keywords: Credit union; Rural credit; Agricultural establishments; Multinomial logit.

JEL Code: C35, Q12, Q13.

Recebido em: 27/09/2016
Aceito em: 09/03/2017

INTRODUÇÃO

Na literatura sobre desenvolvimento econômico, a análise das políticas de crédito rural tem se destacado, e um dos principais pilares dessa literatura trata da questão de que as famílias rurais pobres, que muitas vezes têm a agropecuária como a principal fonte de renda, não conseguem obter tanto crédito quanto necessitam – ou até mesmo não obtêm crédito algum – permanecendo, portanto, racionadas em crédito, sobretudo pelas fontes formais (PETRICK, 2005). Assim sendo, uma questão central nesse debate avança sobre a forma de melhorar o desempenho dos mercados de crédito rural ineficientes. Nesse contexto, estruturas organizacionais que permitem reduzir as ineficiências desse mercado merecem atenção.

De acordo com Besley (1994), os mercados de crédito rural são considerados mercados imperfeitos, caracterizados pela falta de garantias (especialmente entre os mais pobres); por instituições complementares não desenvolvidas (baixo nível de educação, população numerosa, falta de mercado de seguros); pelos riscos de covariância e mercado segmentado; pela assimetria de informações e seleção adversa; pela dificuldade de gerenciamento dos riscos; pelos altos custos de transação; e pelo longo período de gestação dos projetos, o que demanda empréstimos de médio e longo prazo.

Tais características levam ao racionamento (restrição) de crédito por parte dos agentes financeiros, conforme preconizado por Stiglitz e Weiss (1981). Segundo esses autores, pela possibilidade de inadimplência e pela falta de mecanismos eficazes para fazer cumprir os contratos, os credores têm incentivos adicionais para restringir a oferta de crédito, mesmo quando eles têm mais do que o suficiente para atender a uma determinada demanda ou quando o mutuário está disposto a pagar uma taxa de juros mais alta (STIGLITZ e WEIS, 1981).

Conforme Cazella e Búrigo (2009), a maioria das redes financeiras brasileiras, principalmente os bancos, ainda não prioriza as regiões periféricas, sobretudo no meio rural, perpetuando-se as limitações no acesso ao crédito. Como consequência, não só os produtores e os empreendimentos rurais estão sujeitos ao não acesso ao crédito, mas também a maioria da população rural pode não ter acesso às mais básicas estruturas e serviços financeiros.

De acordo com dados do Banco Central do Brasil (BCB), em dezembro de 2016, 36% dos municípios brasileiros eram desprovidos de agência bancária, o que deixa uma parcela da população carente de crédito, ou pelo menos com seu acesso dificultado. No mesmo período, considerando os municípios sem disponibilidade bancária, ou seja, aqueles que não possuem agência bancária, posto de atendimento bancário e nem posto de atendimento eletrônico, cerca de 6,3% dos municípios ainda estavam nesta condição (BCB, 2017).

Diante desse cenário, conforme Bittencourt (2003), a busca por alternativas aos agentes financeiros tradicionais para operar com produtores rurais

mais pobres e com contratos de pequeno valor passa a ser uma necessidade em função da dificuldade em atingir o público alvo e dos elevados custos bancários. Uma forma alternativa que pode suprir essa carência é a instituição de cooperativas de crédito. Segundo dados do BCB (2017), em dezembro de 2016, existiam duas confederações, 35 cooperativas centrais e 1.041 cooperativas singulares de crédito, constituídas no Brasil, entre as quais cerca de 14% eram cooperativas de crédito de produtores rurais.

As cooperativas de crédito diferem das demais instituições financeiras por serem regidas por princípios cooperativistas: adesão livre e voluntária; gestão democrática; participação econômica dos membros; autonomia e independência; educação, formação e informação; e intercooperação e interesse pela comunidade (BCB, 2011). Por conta disso e pelo fato de serem consideradas sociedade de pessoas, não de capital, distinguindo-se assim dos bancos tradicionais, as cooperativas de crédito podem ajudar a resolver algumas das imperfeições de mercado que existem no setor de crédito rural, uma vez que podem reduzir os custos de transação e a assimetria de informações entre os agentes, podendo ser visualizadas como instrumento de crescimento de economias regionais mais estagnadas e de inclusão financeira de parcelas da população que estejam desassistidas pela rede bancária tradicional (BARHAM *et al.*, 1996; CAZELLA e BÚRIGO, 2009).

Segundo Ferrary (2003), as relações de proximidade nas cooperativas de crédito são construídas com base nas relações de confiança estabelecidas entre os agentes envolvidos, sendo que esta confiança serve como um catalisador das operações de crédito, influenciando em seu acesso ou sua restrição. Conforme o autor, para que os laços de confiança sejam mantidos é de suma importância a proximidade geográfica dos agentes envolvidos no contrato, bem como a existência de uma relação pessoal, não apenas profissional, entre eles e a temporalidade das relações de troca. Nisso reside o importante caráter local das cooperativas de crédito, muito maior do que o do tradicional sistema bancário.

Nesse aspecto, para Bittencourt (2003), as cooperativas de crédito, pelo maior conhecimento da realidade local e das pessoas com quem atuam, têm condições de desenvolver mecanismos mais adequados e baratos que os bancos para operar com agricultores pobres. Estas instituições podem utilizar, de forma mais eficiente, os instrumentos voltados a reduzir os problemas clássicos que dificultam o acesso ao crédito e aos demais serviços financeiros a este segmento da população, como assimetria de informação, seleção adversa, necessidade de garantias reais, contratos de pequeno valor e falta de titulação de propriedades entre os agricultores familiares. Além disso, por conta de suas relações de proximidade, podem fortalecer a poupança local e propiciar políticas de assistência técnica e capacitação, contribuindo para o desenvolvimento local.

Diante deste cenário, tendo em vista as diferenças existentes entre as cooperativas de crédito e os bancos tradicionais e que as cooperativas de crédito, por questões de proximidade, podem, no geral, ser mais eficazes

no que diz respeito à coleta de informações e ao acompanhamento da execução dos projetos dos seus tomadores de crédito, é interessante analisar que fatores determinantes levam o produtor rural a tomar crédito emprestado via cooperativas de crédito, bem como via bancos, em relação aos produtores rurais que apresentam restrições de crédito. Sendo assim, usando microdados do Censo Agropecuário 2006 do IBGE, este estudo buscou estabelecer os fatores determinantes do acesso ao crédito rural, via diferentes canais de acesso, por meio de um modelo *logit* multinomial.

Dessa forma, além desta introdução, o artigo está dividido em mais três seções. A seção 2 exibe a metodologia empregada no estudo, a seção 3 apresenta os principais resultados obtidos, enquanto na seção 4 são apresentadas as considerações finais.

METODOLOGIA

Logit Multinomial

Segundo Wooldridge (2002), o modelo *logit* multinomial representa uma extensão ao modelo *logit* binomial, de modo que, no modelo multinomial, a variável dependente apresenta mais que duas categorias, sendo o conjunto de categorias representado por $Y = 0, 1, 2, \dots, k$, em que k representa o total de categorias disponíveis. A cada categoria diferentes probabilidades estão associadas. Uma das categorias é escolhida como base o que implica que os coeficientes associados às outras categorias são medidos em relação à essa base, devendo ser estimadas $k-1$ equações. Assim, na regressão logística multinomial, os coeficientes são os logaritmos da probabilidade das categorias restantes, divididos pela probabilidade da categoria base, no caso, a k -ésima categoria, conforme a equação 1:

$$g_i(x) = \ln \left[\frac{\text{Prob}(Y = y_i | x)}{\text{Prob}(Y = y_k | x)} \right] = \beta_{i0} + \beta_{i1}x_1 + \dots + \beta_{ip}x_p, \text{ para } 1 \leq i \leq k-1 \quad (1)$$

em que P representa as diferentes probabilidades das categorias consideradas; x , o vetor das p variáveis explicativas; e β , o vetor de parâmetros a serem estimados. Aplicando a função exponencial na equação (1), tem-se:

$$e^{g_i(x)} = \left[\frac{\text{Prob}(Y = y_i | x)}{\text{Prob}(Y = y_k | x)} \right] = e^{\beta_{i0} + \beta_{i1}x_1 + \dots + \beta_{ip}x_p}, \text{ para } 1 \leq i \leq k-1 \quad (2)$$

Dessa forma, um incremento de uma unidade na variável x_p causará um aumento de $e^{\beta_{ip}}$ unidades na razão entre as probabilidades de uma observação pertencer à classe y_i em relação à classe y_k . Portanto, quando x_p

aumenta em uma unidade, a classe y_i torna-se $e^{\beta_{ip}}$ vezes mais provável que y_k .

Isto posto, para verificar quais e como as características dos estabelecimentos agropecuários bem como dos responsáveis pela sua direção determinam o *status* do estabelecimento em relação ao acesso ao crédito rural, a variável dependente (Y_i) assume 3 (três) categorias diferentes, que representam as principais condições dos estabelecimentos quanto ao acesso ou não ao crédito e às principais fontes/canais formais de financiamento adotadas, conforme a seguir:

- $Y_i = 0$; se o estabelecimento agropecuário não obteve crédito de nenhuma fonte, excluindo aqueles que não obtiveram porque alegaram não precisar;
- $Y_i = 1$; se acessou crédito exclusivamente via cooperativas de crédito;
- $Y_i = 2$; se acessou crédito exclusivamente via bancos ou outras instituições financeiras, exceto as cooperativas de crédito.

Em estudos anteriores sobre crédito rural, diversos autores constataram que características observáveis dos indivíduos responsáveis pela direção dos estabelecimentos rurais, produtores ou não, como sexo, idade, escolaridade, entre outros, bem como características dos estabelecimentos agropecuários influenciam tanto o acesso ao crédito quanto a escolha da fonte de financiamento (JAPPELLI, 1990; ZELLER, 1994; CHEN e CHIVAKUL, 2008; EUSÉBIO e TONETO JR., 2012; CARRER *et al.*, 2013; SANTOS e BRAGA, 2013; AFOLABI *et al.*, 2014). Com base nessas variáveis, e considerando as diferentes categorias mencionadas anteriormente, a equação *logit* multinomial utilizada no presente estudo é representada na equação (3):

$$\begin{aligned}
 Y_{ik} = & \beta_0 + \beta_1 \text{sexo}_i + \beta_2 \text{idade}_i + \beta_3 \text{idade2}_i + \beta_4 \exp10_i + \beta_5 \text{educinf}_i + \\
 & \beta_6 \text{internet}_i + \beta_7 \text{asstec}_i + \beta_8 \text{associado}_i + \beta_9 \text{praticas}_i + \beta_{10} \text{prepsol}_i + \\
 & \beta_{11} \ln \text{areatot}_i + \beta_{12} \ln \text{areatot2}_i + \beta_{13} \ln \text{valorbens2}_i + \beta_{13} \ln \text{vprod2}_i + \\
 & \beta_{15} d_N_i + \beta_{16} d_NE_i + \beta_{17} d_SE_i + \beta_{18} d_S_i + u_i
 \end{aligned} \tag{3}$$

em que Y_{ik} denota a k -ésima condição do i -ésimo estabelecimento agropecuário em relação ao acesso ao crédito rural, β 's são os parâmetros estimados e u_i é o termo de erro aleatório. As variáveis consideradas no modelo são explicitadas a seguir.

O efeito do sexo do responsável pela direção do estabelecimento no acesso ao crédito rural foi verificado pela variável *dummy* *sexo*, tendo valor "1" se do sexo masculino e valor "0", se feminino. Para captar os efeitos da idade no acesso ao crédito rural e verificar se essa relação é não linear, foram incluídos os dois termos, linear (*idade*) e quadrático (*idade2*), da idade, em anos, do responsável pela direção do estabelecimento.

Santos e Braga (2013) consideram o nível de experiência do dirigente do estabelecimento agropecuário um dos determinantes do acesso ao crédito rural, com a premissa de que quanto maior a experiência com o estabelecimento, maior é a probabilidade de acessar o crédito. Nessa perspectiva, foi utilizada a variável dummy *exp10*, que indica se o tempo em que o responsável pelo estabelecimento rural esteve à frente dos trabalhos do mesmo é igual ou maior que 10 anos (=1) ou caso contrário (=0).

Para Carrer *et al.* (2013), parece plausível admitir que um maior nível de instrução entre os produtores rurais pode aumentar sua capacidade cognitiva e reduzir significativamente a assimetria de informações existente no mercado de crédito rural, aumentando o conhecimento destes produtores quanto à oferta de linhas de crédito e dos procedimentos necessários à sua obtenção. Entretanto, como a maioria dos responsáveis não tem ensino superior, a medida de escolaridade utilizada foi uma medida de baixa escolaridade (*educinf*). Esta variável assume valor "1" se o dirigente tinha alfabetização de adultos, ensino fundamental incompleto ou completo ou mesmo nenhuma formação, mas sabia ler e escrever; e valor "0" nos casos contrários.

Com a premissa de que as probabilidades de acesso ao crédito rural são maiores para aqueles estabelecimentos cujo responsável é adepto a alguma forma de associativismo (EUSÉBIO e TONETO JR., 2012), considerou-se a variável dummy *associado*, que indica se o dirigente era associado, em 2006, a alguma cooperativa e/ou entidade de classe, como sindicatos, associações, movimentos de produtores. A variável assumiu valor "1" caso o dirigente fosse associado e "0", caso contrário.

Segundo Goyal e González-Velosa (2013), as tecnologias de informação e comunicação, como é o caso da internet, podem auxiliar a desenvolver, reforçar e diversificar as atividades na zona rural, pois possibilitam o acesso a informações e assistência na atividade agropecuária, dados econômicos, aproximação a novos mercados e aprimoramento do serviço a clientes. Assim sendo, para medir o fluxo de informações que o produtor rural tem em sua propriedade, foi usada a variável dummy, que identifica se os estabelecimentos agropecuários têm acesso à internet (*internet*). Tal variável assumiu valor "1" caso o estabelecimento tivesse o serviço em questão e "0", caso contrário.

Em relação à assistência técnica, acredita-se que os produtores rurais que recebam assistência técnica têm maior probabilidade de obter acesso ao crédito rural (EUSÉBIO e TONETO JR., 2012). Para verificar esse possível efeito, incluiu-se a variável dummy *asstec*, que indica se o estabelecimento recebia algum tipo de orientação técnica, assumindo valor "1" caso sim e "0", caso contrário.

Para captar o efeito da adoção de novas tecnologias no acesso ao crédito rural, foram incluídas variáveis *dummies* que indicam se foi utilizada alguma prática agrícola, como plantio em curva de nível, rotação de culturas, descanso do solo (*praticas*) e/ou se foi feita preparação do solo

(*prepsol*), com a premissa de que nos estabelecimentos onde estas práticas são realizadas, portanto, naqueles considerados tecnologicamente mais intensivos, há maior probabilidade de acesso ao crédito rural. Essas variáveis têm valor “1” se foram realizadas e “0”, caso contrário.

Conforme Tran *et al.* (2016), o capital físico pode reduzir a probabilidade de restrição de crédito, uma vez que pode ser usado como garantia de reembolso do empréstimo e como evidência da capacidade da produção do estabelecimento. Entre os indicadores utilizados para representar o capital físico, citam-se a área do estabelecimento e o valor dos bens, os quais foram incluídos no modelo como *proxies* do volume de riqueza, que pode ser usado como garantia, tendo papel fundamental em função do problema de assimetria de informação.

Quanto ao tamanho do estabelecimento agropecuário (*lnareatot*), em termos do logaritmo natural da sua área total, em hectares, considera-se que quanto maior o estabelecimento, maior a capacidade do produtor em ofertar garantias e, conseqüentemente, maior a probabilidade de obter acesso ao crédito rural, caso venha demandá-lo. Para verificar se o efeito do tamanho do estabelecimento é não linear, seu termo quadrático (*lnareatot²*) também foi incluído no modelo. Em relação ao valor dos bens (*lnvalorbens*), conforme Tran *et al.* (2016), espera-se que os estabelecimentos agropecuários que tenham maiores valores dos bens sejam mais propensos a acessar crédito. Os valores de *lnvalorbens* para estabelecimentos sem bens declarados foram considerados iguais a zero.

Visto que a capacidade do tomador oferecer garantias afeta a probabilidade de obter crédito, pressupõe-se que quanto maior a produção, maiores deverão ser o patrimônio e a renda do estabelecimento e, conseqüentemente, as alternativas de garantias que poderão ser oferecidas ao credor (LIMA e SHIROTA, 2005). Nessa premissa, o logaritmo do valor da produção do estabelecimento agropecuário no ano de 2006 (*lnvprod*) também foi incluído no modelo. Os valores de *lnvprod* para propriedades que não declararam valor da produção foram considerados iguais a zero.

Ressalta-se que foi estimado um modelo para o Brasil, considerando variáveis *dummies* “região” (*N*, *NE*, *SE*, *S*), que indicam se os estabelecimentos agropecuários estão (=1) ou não (=0) localizados em cada uma das cinco grandes regiões brasileiras.

Levando em conta que o número de categorias consideradas é igual a três, o modelo logístico multinomial considerado tem duas funções *logit*: a razão entre $Y_i = 1$ e $Y_i = 0$ e a razão entre $Y_i = 2$ e $Y_i = 0$, visto que a categoria $Y_i = 0$ foi assumida como base e, portanto, $g_0(x)=0$. As demais funções são representadas por:

$$g_1(x) = \ln \left[\frac{\text{Prob}(Y_i = 1)}{\text{Prob}(Y_i = 0)} \right] = \beta_{10} + \beta_{11}x_i + \dots + \beta_{1p}x_p \quad (4)$$

$$g_2(x) = \ln \left[\frac{\text{Prob}(Y_i = 2)}{\text{Prob}(Y_i = 0)} \right] = \beta_{20} + \beta_{21}x_1 + \dots + \beta_{2p}x_p \quad (5)$$

em que os β 's são os coeficientes das regressões, conforme o modelo considerado. Tendo como base essas funções lineares $g_i(x)$, cujos parâmetros são estimados por máxima verossimilhança, podem ser calculadas as probabilidades condicionais de ocorrência de cada categoria da variável dependente Y , dado um vetor de observações x , conforme segue:

$$\text{Prob}(Y = 0|x) = \frac{1}{1 + e^{g_1(x)} + e^{g_2(x)}} \quad (6)$$

$$\text{Prob}(Y = 1|x) = \frac{e^{g_1(x)}}{1 + e^{g_1(x)} + e^{g_2(x)}} \quad (7)$$

$$\text{Prob}(Y = 2|x) = \frac{e^{g_2(x)}}{1 + e^{g_1(x)} + e^{g_2(x)}} \quad (8)$$

A probabilidade de ocorrência de cada resposta, conforme o modelo estimado, pode variar entre os estabelecimentos agropecuários tendo em conta os diferentes valores das variáveis independentes consideradas. Como a estimação é feita por máxima verossimilhança, a suposição de normalidade se torna desnecessária.

Alguns testes de significância devem ser feitos para verificar a viabilidade da estimação do *logit* multinomial. Entre esses testes, foi feito o teste da Razão de Verossimilhança, no qual é testada a hipótese nula de que todos os coeficientes β das duas regressões estimadas no modelo são iguais a zero (LONG e FREESE, 2006). Esse teste compara o valor da função de verossimilhança para o modelo contendo apenas os interceptos e a verossimilhança do modelo final com todos os parâmetros estimados. A estatística do teste da razão de verossimilhança (D) se aproxima de uma distribuição qui-quadrado, com graus de liberdades iguais ao número de modelos estimados ($k - 1$) multiplicado pelo número de variáveis independentes (p), sendo calculada por:

$$D = -2 \ln \left(\frac{l(\beta_0)}{l(x, \beta)} \right) = -2(\ln l(\beta_0) - \ln l(x, \beta)) \sim \chi_{(k-1)p}^2 \quad (9)$$

em que $l(\beta_0)$ é o valor da função de verossimilhança apenas com os interceptos; $l(x, \beta)$ é o valor da função de verossimilhança para o modelo com as variáveis independentes; k é o número de categorias; e p é o número de variáveis independentes incluídas no modelo.

Outra importante estatística para avaliar a significância do modelo *logit* multinomial é o teste de Wald, comumente utilizado para testar a significância individual dos coeficientes estimados de cada variável independente do modelo. Neste teste, a hipótese nula a ser testada é a de

que o coeficiente associado a uma variável particular é igual a zero (LONG e FREESE, 2006). Quando os coeficientes são significativos, diz-se que as variáveis associadas podem ser utilizadas para identificar as relações que afetam as probabilidades previstas. A estatística do teste segue uma distribuição qui-quadrado, com um único grau de liberdade, e é dada por:

$$W = \frac{\hat{\beta}_1}{DP(\hat{\beta}_1)} \sim \chi_1^2 \quad (10)$$

em que $\hat{\beta}_i$ e $DP(\hat{\beta}_i)$ são, respectivamente, o coeficiente e o desvio padrão estimados.

O teste de Wald também pode ser utilizado para verificar se faz sentido combinar algumas categorias de Y. As categorias podem ser combinadas se todas as variáveis independentes não se diferenciarem entre as duas categorias analisadas. Nesse caso, a hipótese nula considera que todos os coeficientes, exceto os interceptos, associados com um dado par de categorias, são iguais a zero (LONG; FREESE, 2006).

A independência das alternativas irrelevantes (IIA - *Independence of Irrelevant Alternatives*) é uma propriedade dos modelos *logit* multinomiais, que assume que as chances de escolha de uma categoria sobre outra são independentes das outras categorias existentes. Para verificar se a hipótese de IIA é válida, foi utilizado o teste de Hausman, proposto por Hausman e McFadden (1984), cuja hipótese nula afirma que as chances de ocorrência de uma determinada alternativa são independentes das outras alternativas existentes. O teste tem por base a eliminação de uma ou mais alternativas do conjunto de escolha para verificar se o comportamento de escolha subjacente obedece à propriedade de IIA. Valores significativos para o teste indicam que a suposição foi violada.

Fonte e tratamento dos dados

A base de dados utilizada foi construída pelos microdados do Censo Agropecuário 2006 do IBGE. Na medida em que as análises verificam os efeitos do acesso ao crédito no meio rural, foram excluídos os estabelecimentos localizados na área urbana, bem como os estabelecimentos dos setores especiais (favelas, quartéis, embarcações etc), mantendo-se apenas os estabelecimentos do setor normal.

Também não foram incluídos os estabelecimentos pertencentes a assentamentos e os classificados como agroindústrias, pois, segundo Santos e Braga (2013), aqueles têm um aglomerado muito peculiar, existindo geralmente um conjunto de famílias assentadas, o que não estaria representando, de certa forma, um único estabelecimento, mas um conjunto deles, e estes podem representar problemas de *outliers* na amostra.

Além disso, a amostra incluiu apenas os estabelecimentos cuja propriedade era de um produtor individual, não sendo considerados aqueles classificados como condomínio, consórcio ou sociedade de pessoas, cooperativa¹, sociedade anônima ou por cotas de responsabilidade limitada, instituição de utilidade pública, governo ou outra condição e aqueles em que os dirigentes são produtores (no caso de explorações comunitárias), pois, por mais que as características definam um único responsável por esses estabelecimentos, na prática, eles têm múltiplos proprietários. Também foram excluídos os estabelecimentos sem declaração de área e aqueles cujo tipo do produtor não é identificado.

De forma análoga a Santos e Braga (2013), para o modelo *logit* multinomial, foram excluídos da amostra os estabelecimentos que declararam não precisar de crédito rural em 2006, uma vez que, pelo fato de não demandarem crédito, parecem não ser afetados pelos problemas oriundos da restrição de crédito.

Após os recortes efetuados, foram consideradas tanto variáveis relativas às características dos responsáveis pela direção dos estabelecimentos como variáveis que denotam aspectos dos estabelecimentos. Destaca-se que todas as agregações, dados gerados e análises foram feitas utilizando o software STATA[®].

RESULTADOS

Para auxiliar a interpretação dos resultados, foram feitas estatísticas descritivas dos microdados utilizados, em função dos status de acesso ao crédito considerado. Assim como no artigo de Jappelli (1990), não há certeza de que os produtores rurais analisados tendo como referência os microdados do Censo Agropecuário 2006 tenham restrição de crédito. O que se identifica são os motivos que levaram esses produtores a ter o crédito rejeitado ou os motivos que desencorajaram os produtores a procurar o crédito. Assim, seguindo o autor, não era necessário que o produtor procurasse o crédito, mas, se pelo simples medo de contrair dívidas ele não procurasse formas de obter o crédito, ele já era considerado como tendo restrição de crédito. À primeira vista pode parecer suspeita a validade de inserir na amostra pessoas que sequer tentaram obter o crédito por medo ou receio de não conseguir aprovação do financiamento. Entretanto, omitir esses consumidores tende a levar a estimativas viesadas da probabilidade de os consumidores terem restrição de crédito (JAPPELLI, 1990).

A Tabela 1 apresenta, por status de acesso ao crédito, as estatísticas descritivas (média e desvio padrão) das variáveis consideradas no modelo *logit* multinomial estimado.

¹ A exclusão das cooperativas não significa exclusão dos seus cooperados, pois estes foram considerados caso tivessem estabelecimentos agropecuários na condição de produtores individuais.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas diferentes análises, por status de acesso ao crédito rural

Variáveis	Não acessou crédito (n=1.409.230)		Acessou via cooperativa crédito (n=36.587)		Acessou via banco (n=576.399)		Total (n=2.022.216)	
	Média	Desvio- padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio- padrão	Média	Desvio- padrão
sexo (%)	0,864	0,343	0,942	0,234	0,911	0,286	0,879	0,326
idade (anos)	49,48	14,85	48,68	12,56	49,62	13,74	49,51	14,51
exp10 (%)	0,616	0,486	0,719	0,449	0,698	0,459	0,641	0,48
educinf (%)	0,494	0,5	0,732	0,443	0,625	0,484	0,536	0,499
internet (%)	0,0062	0,078	0,0298	0,17	0,0181	0,133	0,01	0,099
asstec (%)	0,133	0,339	0,595	0,491	0,389	0,488	0,214	0,41
associado (%)	0,385	0,487	0,805	0,396	0,601	0,49	0,454	0,498
praticas (%)	0,564	0,496	0,792	0,406	0,704	0,457	0,608	0,488
prepsol (%)	0,416	0,493	0,789	0,408	0,639	0,48	0,486	0,499
areatot (ha)	47,93	360,7	47,4	197,51	59,81	361,84	51,31	358,78
valorbens (R\$)	123420	1,33e+06	340101	1,15e+06	312526	2,31e+06	181242	1,67e+06
vprod (R\$)	14062	222995	59830	1,24e+06	48883	1,23e+06	24816	704917

Fonte: Resultados da pesquisa

Destaca-se que o valor do desvio padrão relativamente grande para algumas variáveis reflete a heterogeneidade existente na amostra, o que se justifica pelo fato de o Brasil ter grande diversidade de condições edafoclimáticas, bem como históricas e culturais.

No tocante ao sexo e à idade, observou-se que, em todos os grupos, a maior parte dos responsáveis pelos estabelecimentos agropecuários eram homens com idade média em torno de 49 anos. Em relação ao tempo de experiência, cerca de 70% dos responsáveis pela direção dos estabelecimentos que acessaram crédito, seja via cooperativas de crédito ou via bancos, tinham 10 ou mais anos de experiência no estabelecimento. Entre os que não acessaram crédito, esse percentual foi menor, alcançando 61,6% dos dirigentes.

No que se refere à escolaridade, verifica-se que a maior parte dos dirigentes tinha baixo grau de escolaridade (até o primeiro grau completo), correspondendo a cerca de 49%, 62% e 73% dos dirigentes dos estabelecimentos que, respectivamente, não acessaram crédito rural, acessaram via bancos e acessaram via cooperativas de crédito.

A despeito do acesso à internet, verificou-se que os estabelecimentos agropecuários da amostra se utilizavam muito pouco de tal tecnologia, visto que os percentuais alcançaram apenas 2,98%, 1,81% e 0,62% dos estabelecimentos que acessaram crédito via cooperativas, acessaram via bancos e não acessaram crédito rural. Em relação à assistência técnica, apenas 13,3% dos estabelecimentos que não acessaram crédito rural utilizavam esse serviço no ano de 2006. Para os estabelecimentos que obtiveram financiamentos via bancos, esse percentual sobe para 39%, mas é nos estabelecimentos que acessaram crédito via cooperativas de crédito que ele alcança mais da metade (59%) das propriedades amostradas.

Observou-se grande discrepância entre os grupos quanto à participação em cooperativas, associações e/ou outras entidades de classe (associado), sendo a menor participação observada nos estabelecimentos que não acessaram crédito (38%), enquanto no grupo que acessou crédito via cooperativas de crédito chega a mais de 80% dos estabelecimentos. Por não ser possível, via dados do Censo Agropecuário 2006, identificar de qual ramo do cooperativismo o dirigente participa, pode-se considerar que as cooperativas de crédito, assim como as agropecuárias, estão entre aquelas com mais cooperados no meio rural.

Notou-se que cerca de 80% dos estabelecimentos que acessaram crédito rural via cooperativas de crédito realizaram algum tipo de prática agrícola, como plantio em curva de nível, rotação de culturas, descanso do solo, e também fizeram preparação do solo. Dos que acessaram crédito via bancos, 70% realizaram práticas agrícolas e 64% fizeram preparação do solo. Entre os que não acessaram crédito, essas percentagens caem para 56% e 42%. Esses números sugerem que os estabelecimentos que acessaram crédito via cooperativas de crédito tinham um nível tecnológico maior que os estabelecimentos que acessaram via banco, os quais, por sua

vez, tinham um nível tecnológico superior ao dos que não acessaram crédito.

Em relação à área total, verificou-se que os estabelecimentos que não acessaram crédito têm área total média de cerca de 47,9 ha, sendo bastante próxima à área média dos estabelecimentos que acessaram crédito via cooperativas de crédito (47,4 ha). Por outro lado, os estabelecimentos que acessaram crédito via bancos têm área total em torno de 60 ha, o que corresponde a uma área cerca de 27% maior do que os outros dois grupos.

As estimativas para os parâmetros do modelo *logit* multinomial, bem como as *Odds Ratio*, são apresentadas na Tabela 2. Pelo teste da Razão de Verossimilhança, constata-se que a hipótese nula de que todos os coeficientes são simultaneamente iguais a zero pode ser rejeitada, pois o teste foi altamente significativo, indicando que o modelo estimado pode ser útil na discriminação dos *status* em relação ao crédito.

De acordo com o teste de Wald para significância individual dos coeficientes, somente os parâmetros *idade*, *internet* e *d_NE* não foram significativos ao nível de 5%, sendo que apenas um deles (*internet*) não foi significativo em ambas as equações estimadas.

Os coeficientes estimados, apesar de não descreverem os efeitos marginais, refletem, por meio dos seus sinais, o impacto de mudanças nas variáveis independentes consideradas sobre as probabilidades de os estabelecimentos agropecuários acessarem crédito via cooperativas de crédito e via bancos. Assim, variáveis com sinal positivo indicam aumento destas probabilidades, enquanto variáveis com sinal negativo indicam sua redução em relação à categoria base, no caso o não acesso ao crédito.

No que diz respeito às características dos responsáveis pelos estabelecimentos, os resultados evidenciam que homens tinham maior probabilidade de acessar crédito via cooperativas de crédito, bem como via bancos, visto o sinal positivo dos coeficientes. Conforme Jappelli (1990), uma vez que haja evidências que mulheres acessam menos crédito quando comparadas aos homens, este resultado pode ser interpretado como apontando para a presença de discriminação nos mercados de crédito.

Quanto à idade, quanto mais velho fosse o responsável, menor era a sua chance de acessar crédito via banco, sendo que este efeito foi não linear, visto que o termo quadrático (*idade2*) era positivo e significativo. Essa relação negativa entre idade e crédito também foi encontrada por outros autores como Barslund e Tarp (2008), que, estudando a demanda de crédito por produtores rurais no Vietnã, verificaram que quanto maior a idade dos produtores menor a probabilidade de eles demandarem crédito, o que se deve aos fatos de os produtores mais velhos serem mais conservadores, terem maior aversão ao risco e menor propensão a tomar iniciativas que demandem maior volume de capital.

No caso do acesso via cooperativas de crédito, a relação se inverteu e ganhou a forma de U invertido, pois o termo quadrático foi negativo e significativo (Tabela 2). Tal resultado corrobora a afirmação de Chen e Chivakul (2008) de que a relação entre a probabilidade de emprestar e a idade é uma função que tem a forma de U invertido, sendo os emprestadores mais susceptíveis a favorecer os mutuários mais velhos, uma vez que sua capacidade de pagamento, em geral, é maior.

Tabela 2 - Coeficientes e Odds Ratio do modelo Logit Multinomial estimado

		Observações	2,022,215	
		Loglikelihood	-1.164e+06	
		LR chi2(19)	410.799	
Variáveis	Coeficientes	Coeficientes	Odds Ratio	Odds Ratio
	P(1)/P(0)	P(2)/P(0)	P(1)/P(0)	P(2)/P(0)
sexo	0,191***	0,0989***	1,211***	1,104***
idade	0,0028	-0,0059***	1,003	0,994***
idade2	-0,0001***	0,000029***	1,000***	1,000***
exp10	0,206***	0,207***	1,228***	1,230***
educinf	0,0891***	0,109***	1,093***	1,116***
internet	0,0298	-0,0033	1,030	0,997
asstec	0,635***	0,521***	1,886***	1,683***
associado	1,272***	0,529***	3,569***	1,697***
praticas	0,141***	0,150***	1,152***	1,161***
prepsol	0,318***	0,213***	1,375***	1,237***
lnareatot	0,0246**	-0,0217***	1,025**	0,979***
lnareatot2	-0,0251***	-0,0095***	0,975***	0,991***
lnvalorbens	0,2005***	0,131***	1,222***	1,140***
lnvprod	0,126***	0,113***	1,134***	1,119***
d_N	-0,836***	-0,492***	0,433***	0,611***
d_NE	-0,356***	-0,0108	0,701***	0,989
d_SE	0,664***	0,108***	1,942***	1,114***
d_S	1,825***	0,908***	6,205***	2,479***
constante	-8,702***	-3,787***	0,00017***	0,0227***

Nota: P(0) = Não acessou crédito; P(1) = Acessou via cooperativa de crédito; P(2) = Acessou via banco; ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em relação à experiência dos produtores, os resultados evidenciam que homens que tinham mais de 10 anos de experiência à frente do estabelecimento tinham maior probabilidade de acessar crédito tanto via cooperativas de crédito como via bancos. Afolabi *et al.* (2014) também consideram o nível de experiência do dirigente do estabelecimento como um dos determinantes do acesso ao crédito rural e também verificaram efeitos positivos e significativos dessa variável. Em contrapartida, Santos e Braga (2013) verificaram efeito negativo do tempo de experiência à frente do estabelecimento.

No que diz respeito à escolaridade, contrariando as expectativas iniciais, dirigentes que tinham até o ensino fundamental completo, ou seja, aqueles que tinham somente alfabetização de adultos, ensino fundamental incompleto ou completo ou até mesmo nenhuma formação escolar, mas sabiam ler e escrever (*educinf*), tiveram mais chances de acessar crédito via cooperativas de crédito e via bancos do que ter restrição ao crédito. Como a variável representa um indicador de baixa escolaridade, esperava-se um sinal negativo para ela nas duas equações estimadas.

Entretanto, Zeller (1994) enfatiza que dois efeitos podem explicar esse resultado contraintuitivo. Primeiramente, os credores podem não considerar o grau de escolaridade como um forte indicador da capacidade de reembolso de um empréstimo. Em segundo lugar, solicitantes com um nível superior de escolaridade podem exigir montantes de empréstimos maiores do que os indivíduos com menor escolaridade. Uma vez que os credores podem considerar que o risco de inadimplência aumenta com o aumento da quantidade a ser emprestada, eles podem racionar as demandas desses indivíduos com maior frequência.

Quanto à internet, nota-se que o acesso a esse serviço não foi determinante para o acesso ao crédito por nenhuma das duas fontes, visto que o coeficiente não foi significativo em nenhuma das duas equações. Assim, esse resultado sugere que ter acesso a essa tecnologia de comunicação e informação não influencia o acesso ao crédito pelas fontes analisadas. Tal resultado diverge do obtido por Santos e Braga (2013), que verificaram que os estabelecimentos brasileiros que tinham internet tinham maior probabilidade de acesso ao crédito rural.

Por outro lado, estabelecimentos agropecuários que tinham acesso a serviços de assistência técnica tiveram maiores probabilidades de acesso ao crédito, tanto via cooperativas de crédito como via bancos, dado o sinal positivo e significativo dos coeficientes. Esse fato evidencia a importância da assistência técnica no acesso ao crédito rural, corroborando outros trabalhos como o de Azevedo e Shikida (2004). Conforme esses autores, a assistência técnica pode ser considerada um mecanismo de incentivo para a utilização do crédito rural, tanto por reduzir os riscos para as instituições financeiras como também por aumentar a probabilidade da adoção de novas tecnologias de produção e de ganhos de produtividade, o que pode ser impulsionado e/ou possibilitado pela utilização do crédito (AZEVEDO e SHIKIDA, 2004). Em relação às *Odds Ratio*, verifica-se que o acesso ao serviço de assistência técnica aumenta 1,9 vezes as chances de

um estabelecimentos agropecuário acessar crédito via cooperativas de crédito e 1,7 vezes suas chances de acessar crédito via bancos, quando comparados aos estabelecimentos que não acessaram crédito rural.

Da mesma forma que os achados de Eusébio e Toneto Jr. (2012), o fato de o responsável pelo estabelecimento agropecuário estar associado a alguma cooperativa e/ou entidade de classe como sindicatos, associações, movimentos de produtores (*associado*) contribuiu significativamente para a obtenção de crédito rural via bancos e, principalmente, via cooperativas de crédito. No que se refere às *Odds Ratio*, ser associado a alguma cooperativa e/ou entidade de classe aumenta cerca de 3,6 vezes as chances de acessar crédito via cooperativas de crédito e 1,7 vezes as chances de acessar crédito via bancos.

Isso se justifica porque, segundo Baron (2007), a participação em organizações associativas aumenta o conhecimento dos produtores rurais, bem como o acesso e o compartilhamento de informações importantes, possibilitando ampliar o conhecimento dos produtores sobre a oferta de linhas de crédito rural e sobre os procedimentos necessários para sua obtenção. Além disso, é possível que os produtores associados tenham maior acesso à informação, tecnologia e serviços de extensão rural, contribuindo para o acesso ao crédito rural. Para Tran *et al.* (2016), a participação em grupos sociais reduz a probabilidade de rejeição de crédito pelas instituições financeiras, uma vez que diminui o custo de transação para rastrear a capacidade de o tomador pagar pelo empréstimo.

Em relação às variáveis associadas à adoção de tecnologia pelos estabelecimentos agropecuários, como a realização de prática agrícolas (*praticas*) e ações de preparação do solo (*prepsol*), verifica-se que essas práticas e ações afetaram positivamente as probabilidades de acesso ao crédito via cooperativas de crédito e via bancos. Nesse contexto, outros estudos, como o de Carrer *et al.* (2013) também constataram que produtores rurais cujos estabelecimentos são caracterizados pela adoção de tecnologias têm vantagens no acesso ao crédito rural.

Uma relação positiva e significativa também foi encontrada entre o acesso ao crédito via cooperativas de crédito e a área total dos estabelecimentos agropecuários ($Lnareatot$). O termo quadrático ($Lnareatot^2$) também foi estatisticamente significativo, mas negativo, sugerindo existência de uma relação não linear entre o tamanho da propriedade e o acesso ao crédito via cooperativas de crédito. Isso significa dizer que um aumento na área dos estabelecimentos estaria diretamente associado a um maior acesso ao crédito via essa fonte, entretanto, a partir de um determinado tamanho, essa relação se tornaria negativa.

Por outro lado, observa-se que o acesso ao crédito via bancos foi negativamente afetado pela área total do estabelecimento agropecuário. Ou seja, nesse caso, quanto maiores eram as áreas dos estabelecimentos agropecuários, menores eram as chances de acesso ao crédito via bancos. Diferentemente do acesso via cooperativas de crédito, a relação entre a

área total e o acesso ao crédito rural parece ter efeito linear, pois, no caso dos bancos, o termo quadrático também foi negativo e significativo. Esse resultado negativo corrobora o estudo de Santos e Braga (2013), que também encontraram efeito negativo sobre a probabilidade de obtenção de crédito para estabelecimentos com áreas maiores.

Considerando que os bancos públicos eram, em 2006, os maiores operadores de crédito rural do PRONAF, essa relação negativa entre área total e acesso ao crédito rural via bancos é bastante contundente, pois o PRONAF, conforme a definição do público alvo do programa, é destinado a fortalecer a agricultura familiar, cujos estabelecimentos não devem ter, entre outras características, área maior do que quatro módulos fiscais.

Também foram observadas relações positivas para as variáveis *Lnvalorbens* e *Lnvprod*, evidenciando que quanto maior a riqueza do estabelecimento, maior seria a probabilidade de acesso ao crédito, tanto via cooperativas de crédito como via bancos. Tais evidências são similares às encontradas em outros estudos (CHEN e CHIVAKUL, 2008; SANTOS e BRAGA, 2013) e também corroboram a afirmação de Lima e Shirota (2005) de que a capacidade de o tomador oferecer garantias afeta a probabilidade de obter crédito.

Em relação às variáveis regionais, tendo por referência (para comparação interregional) a região Centro-Oeste, verifica-se que o acesso ao crédito via cooperativas de crédito, bem como via bancos, é pró-eixo Sudeste-Sul, corroborando os achados de Santos e Braga (2013). Destaca-se que nessas regiões a economia é mais dinâmica, produzindo a maior parte do PIB brasileiro, além de ser onde a maior parte da população brasileira está concentrada. Além disso, é nesse eixo que se concentra o maior número de cooperativas de crédito e de postos de atendimento cooperativos, bem como de agências e postos de atendimento bancário existentes no Brasil, justificando as relações positivas observadas. Conforme dados do BCB (2017), em 2006, havia no país 1.452 cooperativas de crédito, estando a maior parte situada na região Sudeste (49,59%), seguida das regiões Sul (26,17%), Nordeste (10,47%), Centro-Oeste (8,40%) e Norte (5,37%). Para Chaves (2011), as disparidades do grau de desenvolvimento econômico regional, o nível de renda da população, a carência de visão associativista e as raízes históricas e culturais são as causas mais relevantes da imperfeita distribuição espacial do cooperativismo de crédito no país.

Ainda no tocante às variáveis regionais, observando as *Odds Ratio*, destaca-se que o fato de o estabelecimento agropecuário estar localizado na região Sul do país aumenta 6,2 vezes a probabilidade de acessar crédito via cooperativas de crédito e 2,5 vezes a probabilidade de acessar crédito via bancos, em relação à probabilidade de não acessar crédito. Esses dados são condizentes com o fato de que na região Sul prevalece a cultura cooperativista oriunda da sua colonização por etnias de origem germânica, como relatado por Chaves (2011).

A elevada participação da região Sul na probabilidade de acesso ao crédito rural também pode ser atribuída a fatores como: a) a assistência técnica estatal, que, apesar de enfrentar diversos problemas estruturais, ainda tem forte presença e atuação entre os produtores rurais nos três estados do Sul; b) o grande número de cooperativas de crédito, sediando os principais sistemas de crédito cooperativo do Brasil com atuação rural do Brasil – SICREDI, SICOOB e CRESOL; c) a presença de muitas agências bancárias na região, especialmente do Banco do Brasil; e d) a grande concentração de agroindústrias (aves, suinocultura e sericicultura) que mantêm contratos de integração com muitos produtores rurais, facilitando e intermediando o acesso ao crédito (BITTENCOURT, 2003).

No tocante aos testes pós-estimação, os resultados do teste de Wald realizado para testar a possibilidade de combinação de categorias sugerem que a hipótese nula pode ser rejeitada, com um nível de significância de 1%, pois, em todos os pares analisados, as diferenças dos coeficientes não foram nulas. Em outras palavras, o teste evidencia que as categorias não podem ser combinadas entre si (Tabela A1, Anexo). Ademais, observa-se que os resultados do teste de Hausman foram negativos e, portanto, não atendem seus pressupostos assintóticos (Tabela A2, Anexo). Entretanto, Hausman e McFadden (1984) observaram que os resultados desse teste podem ser negativos e insinuaram que isso pode evidenciar a validade da hipótese de IIA. Nesse aspecto, Cheng e Long (2007) mencionam que Hausman e McFadden (1984) sugerem que os valores negativos do qui-quadrado sejam registrados como 0 e o seu p-valor associado como 1. Assim, com respaldo nesses autores, considerou-se que a hipótese de IIA seja válida.

Resumidamente, os resultados do modelo *logit* multinomial estimado parecem indicar que os estabelecimentos mais ricos, com áreas maiores, com maior adoção de tecnologia, com acesso a serviços de assistência técnica e cujo responsável era associado a cooperativas, associações e/ou entidades de classe, tinham prioridade no acesso ao crédito rural via cooperativas de crédito. Já o acesso ao crédito rural via bancos era mais provável de ocorrer pelos estabelecimentos com essas mesmas características, com exceção de terem áreas totais menores. Ou seja, pode-se dizer que os estabelecimentos que tinham maior probabilidade de acessar crédito rural via bancos eram os mais abastados entre os menores estabelecimentos.

CONCLUSÕES

De modo geral, os principais resultados do modelo *logit* multinomial sugerem que, entre as variáveis consideradas, dada a magnitude dos coeficientes, os estabelecimentos que tinham acesso à assistência técnica e cujo responsável participava de cooperativas e/ou outras entidades de classe tinham mais chances de acessar crédito rural via cooperativas de crédito e via bancos do que sofrer restrição de crédito. Além disso,

estabelecimentos situados na região Sul tinham maior probabilidade de acessar crédito rural, tanto via cooperativas de crédito como via bancos.

Dessa forma, pode-se considerar que os esforços das políticas públicas direcionadas à agropecuária devem se voltar não apenas para a redução das restrições de crédito, mas também para a melhoria do acesso à assistência técnica, pois é muito difícil que apenas as políticas de crédito rural, ainda que nas suas diversas modalidades, sejam capazes de melhorar a atividade agropecuária. Estimular a participação dos produtores rurais em cooperativas e/ou entidades de classe como associações ou movimentos de produtores também parece importante.

Nesse contexto, as cooperativas de crédito podem ser uma alternativa mais interessante do que os bancos, pois, pelas suas características organizacionais e de proximidade, seu papel vai bem mais além do que a participação no mercado de crédito. Funções de cunho social associadas à lógica de sustentabilidade podem fazer com que as cooperativas de crédito forneçam, além do crédito, serviços relacionados à assistência técnica e extensão rural, numa intensidade maior do que os bancos. Nesse sentido, fortalecer o cooperativismo de crédito nas regiões fora do eixo Sul-Sudeste se faz necessário.

É importante apontar algumas limitações do estudo. Assim, destaca-se que a base de dados utilizada não permite identificar o racionamento parcial dos produtores rurais, visto que não há no questionário do Censo Agropecuário 2006 uma pergunta que questione se o produtor recebeu a quantidade de financiamento de que precisava. Considerando este racionamento, os efeitos da restrição de crédito observados podem estar subestimados. Além disso, a base de dados utilizada não possibilita identificar em qual sistema cooperativo o crédito rural foi acessado. Como o mundo cooperativo de crédito é bastante heterogêneo, as análises podem ser viesadas. Nesse aspecto, alguns autores relatam grandes discrepâncias entre os sistemas cooperativos, como é o caso das diferenças entre o SICRED e o SICOOB, em relação a cooperativas de crédito rural solidárias. Em alguns casos, inclusive, dizem que as cooperativas dos sistemas SICRED e SICOOB chegam a ter atuação muito similar aos bancos tradicionais (BÚRIGO, 2007; FREITAS *et al.*, 2010). Entretanto, apesar da existência de limitações, acredita-se que esse estudo contribua com a geração de informações relevantes para a discussão sobre o mercado de crédito rural brasileiro.

REFERÊNCIAS

AFOLABI, O. I.; ADEGBITE, D. A.; AKINBODE, S. O.; ASHAOLU, O. F.; SHITTU, A. M. Credit Constraints: Its Existence and Determinants among Poultry (Egg) Farmers in Nigeria. **British Journal of Economics, Management & Trade**, v.4, n.12, p. 1834-1848, 2014.

AZEVEDO, C. M.; SHIKIDA, P. F. A. Assimetria de informação e o crédito agropecuário: o caso dos cooperados da Coamo-Toledo (PR). **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 42, n. 2, p. 267-292, 2004.

BARHAM, B. L.; BOUCHER, S.; CARTER, M. R. Credit constraints, credit unions, and small-scale producers in Guatemala. **World Development**, v. 24, n. 5, p. 793-806, 1996.

BARON, R. A. Behavioral and cognitive factors in entrepreneurship: Entrepreneurs as the active element in new venture creation. **Strategic Entrepreneurship Journal**, v. 1, n. 1-2, p. 167-182, 2007.

BARSLUND, M.; TARP, F. Formal and informal rural credit in four provinces of Vietnam. **The Journal of Development Studies**, v. 44, n. 4, p. 485-503, 2008.

BCB (BANCO CENTRAL DO BRASIL). **Relatório de inclusão financeira**. Brasília, 2011.

BCB (BANCO CENTRAL DO BRASIL). **Composição e evolução do SFN**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?SFNATUALMES>>. Acesso em: 14/02/2017.

BESLEY, T. How do market failures justify interventions in rural credit markets? **The World Bank Research Observer**, v. 9, n. 1, p. 27-47, 1994.

BITTENCOURT, G. A. **Abrindo a caixa preta: o financiamento da agricultura familiar no Brasil**. 2003. 227f. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2003.

BÚRIGO, F. L. **Cooperativa de crédito rural: agente de desenvolvimento local ou banco comercial de pequeno porte?** Chapecó: Argos, 2007.

CARRER, M. J.; SOUZA FILHO, H. M.; VINHOLIS, M. M. B. Determinantes da demanda de crédito rural por pecuaristas de corte no estado de São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, n. 3, p. 455-478, set. 2013.

CAZELLA, A. A.; BÚRIGO, F. L. Inclusão financeira e desenvolvimento rural: a importância das organizações territoriais. **Política & Sociedade**, v. 8, n. 14, p. 301-334, 2009.

CHAVES, S. S. O cooperativismo de crédito no Brasil: evolução e perspectivas. In: DODL, A. B.; BARROS, J. R. N.; LEITÃO, M. (Ed.). **Desafios do Sistema Financeiro Nacional: o que falta para colher os benefícios da estabilidade conquistada**. Rio de Janeiro: Elsevier-Campus, 2011. p. 69-97.

CHEN, K.; CHIVAKUL, M. What Drives Household Borrowing and Credit Constraints? Evidence from Bosnia and Herzegovina. **IMF Working Papers**, p. 1-34, 2008.

CHENG, S.; LONG, J. S. Testing for *iaa* in the multinomial logit model. **Sociological Methods & Research**, v. 35, n. 4, p. 583–600, 2007.

EUSÉBIO, G. S.; TONETO JR. Uma análise do acesso ao crédito rural para as unidades produtivas agropecuárias do estado de São Paulo: um estudo a partir do LUPA. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 38, p. 133 – 152, 2012.

FERRARY, M. Trust and social capital in the regulation of lending activities. **Journal of Socio-Economics**, n. 31, p. 673–699, 2003.

FREITAS, A. F.; FREITAS, A. F.; AMODEO, N. B. P.; BRAGA, M. J. Entre a cruz e a espada: análise de um dilema do cooperativismo de crédito rural solidário. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2010. Campo Grande. **Anais...** Campo Grande: SOBER, 2010.

GOYAL, A.; GONZÁLEZ-VELOSA, C. Improving agricultural productivity and market efficiency in Latin America and the Caribbean: How icts can make a difference? **Journal of Reviews on Global Economics**, v. 2, p. 172–182, 2013.

HAUSMAN, J.; MCFADDEN, D. Specification tests for the multinomial logit model. **Econometrica**, v. 52, n. 5, p. 1219–1240, 1984.

JAPPELLI, T. Who is credit constrained in the US economy? **The Quarterly Journal of Economics**, v.105, n.1, p. 219–234, 1990.

LIMA, R. A. S.; SHIROTA, R. Influência do capital social no mercado de crédito rural. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 43, n. 1, p. 63–80, mar. 2005.

LONG, J. S.; FREESE, J. **Regression models for categorical dependent variables using Stata**. 2. ed. [S.l.]: Stata press, 2006.

PETRICK, M. Empirical measurement of credit rationing in agriculture: A methodological survey. **Agricultural Economics**, v. 33, n. 2, p. 191–203, 2005.

SANTOS, R. B. N.; BRAGA, M. J. Impactos do crédito rural na produtividade da terra e do trabalho nas Regiões Brasileiras. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 3, p. 299–324, set. 2013.

STIGLITZ, J.; WEISS, A. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. **The American Economic Review**, v. 71, n. 3, p. 393–410, 1981.

TRAN, M. C.; GAN, C.E.C; HU, B. Credit constraints and impact on farm household welfare: Evidence from Vietnam's North Central Coast region. **International Journal of Social Economics**, v. 43, n. 8, p.782–803, 2016.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge, MA: MIT Press, 2002.

ZELLER, M. Determinants of credit rationing: a study of informal lenders and formal credit groups in Madagascar. **FCND Discussion Paper**, Washington, n. 2, 1994.

ANEXO

Tabela A1 - Teste de Wald para combinação das alternativas

Combinação de Categorias	χ^2	Graus de liberdade	$P > \chi^2$
1-2	2,15e+06	18	0,000***
1-0	1,13e+06	18	0,000***
2-0	5,20e+06	18	0,000***

Notas: 0 = não obteve crédito de nenhuma fonte; 1 = acessou crédito exclusivamente via cooperativas de crédito; 2 = acessou crédito exclusivamente via bancos ou outras IF, exceto cooperativas de crédito. ***Resultados significativos a 1%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A2 - Teste de Hausman para a hipótese de IIA

Categorias Omitidas	χ^2	g.l.	$P > \chi^2$
1	-1,716	18	—
2	-924,439	18	—

Notas: 1 = acessou crédito exclusivamente via cooperativas de crédito; 2 = acessou crédito exclusivamente via bancos ou IF, exceto cooperativas de crédito. Se $\chi^2 < 0$, o modelo estimado não satisfaz as hipóteses assintóticas do teste.

Fonte: Resultados da pesquisa.