

CRÉDITO RURAL E IMPACTO SOBRE O VALOR DA PRODUÇÃO AGROPECUÁRIA: UMA ANÁLISE PARA AGRICULTORES NÃO FAMILIARES NO BRASIL

Gabriela dos Santos Eusébio

Núcleo de Economia Agrícola e Ambiental, Instituto de Economia, Unicamp
E-mail: gabeusebio@gmail.com

Alexandre Gori Maia

Núcleo de Economia Agrícola e Ambiental, Instituto de Economia, Unicamp
E-mail: gori@unicamp.br

Rodrigo Lanna Franco da Silveira

Núcleo de Economia Agrícola e Ambiental, Instituto de Economia, Unicamp
E-mail: rlanna@unicamp.br

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi analisar o impacto do acesso ao crédito rural no desempenho econômico dos estabelecimentos agropecuários não familiares no Brasil. Comparou-se, assim, o valor da produção agrícola dos produtores não familiares que acessaram ou não crédito rural, controlando as características do agricultor e do negócio. As análises se basearam nos microdados do Censo Agropecuário de 2006 do IBGE, com um total de 796.422 estabelecimentos. Para considerar as relações de dupla causalidade entre crédito e produção agropecuária, aplicou-se o método em dois estágios. Os resultados indicaram que, entre os determinantes do crédito, estiveram o valor da produção, a área da propriedade, a intensidade do uso de mão-de-obra, localização dos estabelecimentos e as características socioeconômicas dos produtores. Adicionalmente, verificou-se que a obtenção de capital de terceiros impactou positivamente a produção agropecuária. Houve ainda evidências de que a intensidade de tal influência variou conforme a fonte de crédito obtido e entre as diferentes regiões brasileiras.

Palavras-chave: crédito rural; produção agropecuária; produtores não familiares; estimação em dois estágios.

ABSTRACT

The purpose of this study was to analyze the impact of credit on agricultural production value of nonfamily farmers in Brazil. The study compared nonfamily farmers' production value considering the obtainment of credit, controlling for producers and farms characteristics. The data set consists of the 2006 Agricultural Census with 796,422 farmers. In order to take into account bicausal relationship between credit and agricultural production, the empirical analysis is conducted using two-stage method. Results suggested that the determinants of credit access were production value, farm area, intensity of labor force participation, establishments location and producers' socioeconomic characteristics. In addition, it was verified that credit access had a positive and significant impact on agricultural production value. There was also evidence that the intensity of such influence varied according to the source of credit obtained and across Brazilian regions.

Keywords: agricultural credit; agricultural production; non-familiar farmers; two-stage least squares.

JEL Q14

1. INTRODUÇÃO

A análise da relação entre desenvolvimento do sistema financeiro e crescimento da economia tem sido objeto de estudo na literatura econômica desde os trabalhos seminais de Schumpeter (1911) e Robinson (1952), com análises posteriores de Gurley e Shaw (1955), Goldsmith (1969) e Shaw (1973). Uma das vertentes tem base na visão de “*supply-leading*”, na qual as instituições financeiras, ao disponibilizarem crédito aos agentes, fornecem estímulo à inovação, o que, por sua vez, impulsiona a dinâmica da economia. Em outras palavras, a transferência de recursos dos agentes superavitários aos deficitários acaba por aperfeiçoar a alocação de recursos e, assim, aumentar a produtividade marginal do capital (Matos, 2002; Rajan e Zingales, 1998; Levine, 1997; King & Levine, 1993).

Ao incluir nesta análise o setor agrícola, é possível observar que os mercados financeiros impactam positivamente a atividade ao: i) ofertar uma série de produtos capazes de garantir gerenciamento dos riscos de preço, de crédito e de produção; ii) gerar liquidez na economia, disponibilizando recursos de forma a garantir um melhor planejamento e execução do negócio; iii) estimular pesquisa e desenvolvimento com vistas à inovação tecnológica; iv) colaborar na geração de renda e redução das desigualdades no meio rural; v) promover benefícios para o produtor, que não estão diretamente relacionados com a produção, como por exemplo, permitindo a regularização do seu fluxo de consumo pessoal, por meio da compatibilização de seu fluxo de renda contínuo ou sazonal; entre outros.

O financiamento agropecuário, no entanto, esbarra em dificuldades advindas das características do setor, que o torna mais arriscado do ponto de vista dos emprestadores. Yaron et al. (1997), Spolador (2001) e Acevedo e Delgado (2002) ressaltam que o alcance ao meio rural pelo sistema financeiro é dificultado por fatores como a renda rural, que tende a ser menor e mais volátil em comparação à renda urbana. Além disso, as operações financeiras neste segmento, em geral, possuem baixa escala com ausência de colateral. E, por fim, os mercados são fragmentados e isolados, o que amplia o problema de informação assimétrica entre credores e mutuários. Ao tentar minimizar tal assimetria, o sistema financeiro utiliza mecanismos de seleção e monitoramento dos tomadores, resultando em contratos complexos e exigências de garantias, as quais acabam por elevar os custos de transação (Stiglitz e Weiss, 1981). Esses fatores têm significativo impacto nas decisões de concessão de crédito e na avaliação dos riscos, aumentando o custo relacionado aos empréstimos de pequena magnitude, principalmente aos requeridos pelos pequenos produtores rurais. Devido a essas características, os financiamentos para o setor rural no Brasil são, majoritariamente, advindos de bancos oficiais, operando com recursos de origem compulsória e de origem fiscal, com encargos financeiros fixados pelo governo em níveis inferiores aos praticados no mercado, apesar do crescimento da participação das instituições privadas.

Grande parte dos estudos nesta temática do crédito tem dedicado atenção à avaliação de impactos do microcrédito em diferentes regiões do mundo (Li et al., 2011; Rooyen et al., 2012; Tu et al., 2015). No Brasil, foco especial tem sido conferido às análises de desempenho do Pronaf (Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar) (Anjos et al., 2004; Magalhães et al., 2006; Guanziroli, 2007; Damasceno et al., 2011). No entanto, pouca atenção tem sido dada aos efeitos diferenciados do crédito sobre os pequenos e grandes estabelecimentos, inexistindo investigações baseadas em microdados no Brasil que avaliam tal questão especificamente para a agricultura empresarial.

Este trabalho analisa os determinantes do acesso ao crédito e seus impactos no desempenho econômico dos estabelecimentos agropecuários não familiares no Brasil. Para tanto, utilizam-se os microdados do Censo Agropecuário de 2006, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE), que totalizam 796.422 agricultores não familiares. Pelo fato desta análise não incluir agricultores familiares, os quais são caracterizados pela dedicação majoritária à autossustentação¹, o estudo busca cobrir uma lacuna na literatura sobre crédito ao direcionar a pesquisa aos produtores rurais empresariais. Embora estes representassem somente 16% dos estabelecimentos no País em 2006, concentravam cerca de 70% da área total e 68% do valor total da produção agropecuária brasileira. A hipótese é que o acesso ao crédito tem impacto positivo na produção, colaborando para a geração de renda no meio rural.

¹ São considerados como estabelecimentos de agricultura familiar aqueles dirigidos por um membro da família, com área total inferior a um limite regional, força de trabalho predominantemente familiar e renda proveniente do próprio estabelecimento.

2. REVISÃO DE LITERATURA

A análise do impacto do crédito rural sobre a atividade agropecuária se concentra, em geral, em países em desenvolvimento, onde tal setor tem significativa importância na economia. Diversos trabalhos se propõem a estimar os efeitos das políticas de crédito, seja sobre o crescimento do setor, sobre a produtividade das propriedades ou até mesmo sobre o rendimento das famílias residentes no meio rural.

O estudo de Binswanger e Khandker (1995) avaliou, por exemplo, o impacto da expansão do crédito rural em 85 distritos da Índia entre 1972 e 1981. A partir do uso de um modelo de equações simultâneas, os autores constataram que a expansão dos financiamentos teve maior influência sobre emprego e produção não agrícola. No setor agrícola, verificou-se que o crédito ampliou o uso de fertilizantes, elevou o investimento privado em máquinas e na pecuária e, por fim, impactou positivamente os salários rurais. Ainda com foco no mercado indiano, Sidhu et al. (2008) investigaram o efeito do crédito institucional no estado de Punjab. Com base em dados de 160 agricultores, além do uso de informações do censo agropecuário de 1995 e 2001, os resultados da estimação de um modelo de equações simultâneas indicaram uma influência positiva do crédito no crescimento do setor agrícola, uma vez que o acesso ao capital possibilitou a adoção de insumos de produção mais modernos e investimentos privados em mecanização, irrigação, entre outros. Narayanan (2016), por sua vez, analisou a relação entre o crédito formal e o Produto Interno Bruto (PIB) agropecuário na Índia. Utilizando dados em painel para o período entre 1995 e 2012, o estudo evidenciou que o crédito formal teve impactos elevados nas compras de insumos e na mecanização. Porém, dado o contexto de baixas produtividade e eficiência técnica da atividade, o efeito do crédito no produto agropecuário se mostrou relativamente pequeno.

Pesquisas realizadas em outros países fornecem ainda relevantes informações a respeito da influência do crédito na área rural. Por meio de uma análise de fronteira da função de produção, Akram et al. (2013) estimaram, a partir de uma amostra aleatória de 152 agricultores paquistaneses, que a eficiência técnica média dos agricultores com acesso ao crédito foi superior em relação aos demais produtores. Tal resultado foi atribuído ao crédito, uma vez que possibilita o acesso aos insumos de produção adequados. Para Khandker e Faruque (2003), tanto o crédito formal como o informal são de grande importância para a agricultura, uma vez que capitaliza os agricultores e os estimulam a investir em novas tecnologias. Além disso, facilita o consumo por meio da viabilização do capital de giro, o que acaba por reduzir a necessidade de recursos pessoais voltados para esse propósito. Com base em dados do *Agricultural Development Bank of Pakistan* (ADBP) – instituição responsável por 90% do crédito formal nas áreas rurais paquistanesas – e fazendo-se uso de um método de estimação em dois estágios, os autores mostraram que o crédito influenciou positivamente a prosperidade dos produtores. Já sob foco nas famílias rurais da China, Zhu e Li (2007) estimaram o impacto do crédito em toda a distribuição de riqueza destes agentes. Utilizando um modelo de regressão quantílica e dados agregados de 3000 famílias rurais, os autores demonstraram que a influência do crédito, tanto formal quanto informal, foi positivo para agricultores com rendimentos médios e baixos. Ainda com foco na China, Xin e Li (2011) avaliaram o efeito do crédito no desenvolvimento econômico agrícola na província de Heilongjiang. Com base em dados do período 1995-2008 e com a aplicação de técnicas de séries temporais (modelo de correção de erros), os autores observaram uma relação positiva e estatisticamente significativa entre as variáveis. Por fim, Moura (2016) estudou a causalidade entre crédito rural e crescimento da atividade agropecuária no Brasil. Usando dados do período 1969-2014, o autor constatou a presença de causalidade unidirecional do crédito para o crescimento do produto agropecuário, inexistindo relação reversa.

Outro conjunto de estudos explorou os efeitos da restrição do crédito no setor agropecuário em diferentes países. Com base no mercado chinês, Dong et al. (2012) analisaram o impacto de tal restrição sobre a produtividade e o rendimento de 511 famílias rurais residentes da província de Heilongjiang. Os resultados obtidos, a partir de um modelo de regressão com mudança endógena (*endogenous switching regression model*), apontaram que a produtividade agrícola dessas famílias aumentou em 31,6% e o rendimento em 23,2%, quando as barreiras ao financiamento foram eliminadas. Além disso, os autores observaram que indivíduos com restrição de crédito tiveram produtividade e renda menores que os demais produtores rurais. Li et al (2013) também pesquisaram sobre tal tema, usando dados de 1000 famílias rurais da China para o período 2003-2009. Com a aplicação de um modelo Probit bivariado, os resultados

revelaram que 61,5% das famílias rurais chinesas encontravam restrições ao crédito no período do estudo, o que levou a uma perda de 15,7% do lucro líquido e a uma diminuição de 18,2% nas despesas com consumo. Em seu estudo comparativo entre a Índia e a China, Kumar et al (2013) demonstraram que, em 74% (78%) das 741 (400) famílias chinesas (indianas) pesquisadas nos anos de 2008 e 2009, a restrição de crédito resultou em uma diminuição de insumos utilizados na produção, levando à perda de produtividade. De acordo com o estudo, 90% das famílias chinesas e indianas afirmaram que a existência de restrição de crédito incentivava a procura de empregos fora da fazenda. Com base em dados de três províncias do Vietnã, totalizando uma amostra de 300 famílias rurais, Duong e Izumida (2002) verificaram que 30% das famílias rurais vietnamitas enfrentavam racionamento de crédito, principalmente as famílias mais pobres, que, em sua maioria, recorreriam a empréstimos de fontes informais. Além disso, a partir da estimação de um modelo de Mínimos Quadrados Ponderados, os autores notaram uma alta elasticidade da oferta agrícola em relação ao crédito.

Os países africanos também foram alvos de investigação no que diz respeito ao racionamento do crédito no meio rural e as suas consequências. Ali et al (2014), por exemplo, exploraram tal tema em Ruanda, tendo como base uma amostra de 3.600 famílias para o ano de 2011. Verificou-se que o racionamento de crédito neste país era generalizado, afetando de maneira significativa a eficiência da produção agrícola. Acesso à informação, nível educacional e adesão a cooperativas agrícolas impactaram positivamente na redução das restrições às fontes de financiamento. A partir de um modelo de regressão com mudança endógena, notou-se que a eliminação do racionamento aumentava a produção agropecuária em aproximadamente 17%. Já Foltz (2014) explorou o impacto das restrições do crédito em 142 famílias rurais da Tunísia. Com o uso das mesmas técnicas da pesquisa anterior, constatou-se que tal racionamento afetou de maneira significativa a rentabilidade das propriedades rurais, levando a uma produção e alocação sub ótima de fatores de produção, como a terra, mão-de-obra e outros insumos.

Pesquisas com foco em países europeus e nos Estados Unidos também foram realizadas. Petrick (2004), por exemplo, observou, entre 464 famílias rurais polonesas, que a reputação do mutuário e as características demográficas do local onde a família residia apresentaram um efeito significativo sobre o racionamento de crédito. Além disso, considerando as famílias que se declararam ter restrição ao crédito, o acesso a fontes de financiamento subsidiado levou a um impacto no investimento destes agentes. Ciaian et al. (2012), por meio de uma análise de dados em painel com informações para países europeus centrais e orientais, constataram que as propriedades rurais se deparavam com restrições de crédito tanto no curto prazo quanto no longo prazo. Essas restrições de crédito ocorreram com mais frequência para financiamento de insumos variáveis e para insumos de capital. Os autores ainda observaram que a ampliação do crédito teve efeito positivo sobre o uso de insumos e investimento em capital - para um acréscimo de 1.000 euros no crédito, estimou-se uma elevação de 1,9% na produtividade total dos fatores. Já Briggeman et al (2009), com base em uma amostra de agricultores e proprietários de terras norte-americanos e utilizando o método de *propensity score-matching*, avaliaram que o valor da produção agrícola diminuía quando o crédito era restrito.

O impacto da restrição do crédito rural no Brasil foi também avaliado por um conjunto de estudos. Assunção e Chein (2007) analisaram o comportamento recente do racionamento de crédito rural. Os autores relacionaram o conceito de racionamento à correlação existente entre riqueza e escolhas - ou seja, se a riqueza tem grande influência nas escolhas das famílias, então o racionamento existe. Utilizando dados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000, verificou-se que o racionamento de crédito era ativo em todas as regiões do país. Os autores, entretanto, questionaram a capacidade de políticas de crédito em resolver o problema, uma vez que os resultados de testes empíricos demonstraram que as áreas com maior expansão do crédito bancário foram justamente as que enfrentaram maior racionamento no período. A criação de políticas e programas oficiais voltados para o desenvolvimento do setor foi apontada como uma solução para minimizar os efeitos da restrição de crédito sobre o proprietário. O estudo de Lopes et al. (2011), realizado a partir da amostra de 1720 estabelecimentos e utilizando mínimos quadrados ponderados e variáveis instrumentais, mostrou que os produtores que apresentavam melhor acesso ao mercado financeiro estariam em melhor situação, uma vez que a principal restrição ao crescimento da produção agrícola brasileira era o capital, com destaque ao capital de giro.

3. DADOS

3.1. Características dos produtores e dos estabelecimentos

As análises do efeito do acesso ao financiamento sobre o valor total da produção (VTP) basearam-se em informações da base de microdados do Censo Agropecuário IBGE. A partir da variável “Agricultura familiar- lei 11326 de 24/07/2006” foram selecionados estabelecimentos que não se enquadravam neste conjunto de produtores, sendo definidos dois grupos. O primeiro, denominado “Grupo 1”, foi composto pelos estabelecimentos sem acesso aos financiamentos em 2006 e o segundo, “Grupo 2”, foi formado por aqueles que acessaram qualquer tipo de crédito – bancário e de outras fontes, tais como de fornecedores, parentes, cooperativas de crédito, financeiras, empresas integradoras, entre outros.

A variável de interesse principal das análises (variável dependente) foi o logaritmo do VTP. A Tabela 1 apresenta os valores médios de tal variável, além das características socioeconômicas dos 796.422 agricultores não familiares que acessaram ou não financiamentos em 2006². Os dados mostram que a região Sul concentrava o maior número de agricultores com acesso ao financiamento (Grupo 2), com 49.067 observações, seguida pela região Sudeste, com 37.171 agricultores. Com exceção da região Sul, onde 31,7% dos estabelecimentos acessaram crédito em 2006, o percentual de acesso foi baixo nas demais regiões e menor naquelas menos desenvolvidas: 9,8% na região Norte, 11,4% no Nordeste, 16,8% no Sudeste, 15,6% no Centro-Oeste. Na região Norte (Nordeste), por exemplo, o número de estabelecimentos sem crédito foi aproximadamente nove (oito) vezes maior do que os que conseguiram crédito. Tais dados revelam a escassez do crédito no país, como observado por Belik (2015).

Apesar do número menor de estabelecimentos com acesso a financiamento, o seu valor médio da produção foi superior em relação aos demais, em todas as regiões. A região Centro-Oeste apresentou o maior valor médio da produção entre as regiões, de cerca de R\$630 mil para os estabelecimentos com acesso a crédito (Grupo 2), enquanto os agricultores não familiares sem acesso a financiamento (Grupo 1) teve um número médio de cerca de R\$187 mil. Ao analisar a produtividade média por hectare (R\$/ha), a superioridade dos produtores com acesso ao financiamento se torna mais evidente, em todas as regiões. Destaque novamente para a região Centro-Oeste, onde a produtividade média das propriedades com acesso a crédito praticamente triplica quando comparada ao grupo sem acesso ao crédito.

A participação em cooperativas foi mais elevada entre os produtores com acesso ao financiamento, em todas as regiões, principalmente no Sul e no Sudeste do país, com participação de 57,7% e 45,8% dos estabelecimentos, respectivamente. Os dados referentes à escolaridade dos produtores que acessaram o crédito mostram que as regiões Centro-Oeste e Sudeste apresentavam maior percentual de indivíduos com ensino médio completo ou superior. O percentual de produtores não familiares que terminaram o ensino fundamental, ou alcançaram níveis superiores, foi mais elevado no grupo que acessou empréstimos, em todas as regiões, com exceção da região Nordeste.

O percentual de lavouras foi maior em estabelecimentos com acesso ao crédito, em todas as regiões. Já em relação às pastagens, apenas a região Norte apresentou percentual mais elevado em estabelecimentos que fez uso de financiamentos.

3.2. Características do sistema de produção

A Tabela 2 apresenta os valores médios das características do sistema de produção dos agricultores não familiares³. Uma aproximação para o grau de tecnificação de tais produtores é dada pela informação sobre o uso de tração. As regiões apresentaram percentuais de utilização de tração animal muito próximos para os estabelecimentos que fizeram uso de empréstimos. Porém, quando se analisa os dados para tração mecânica, é possível perceber uma discrepância entre as diferentes regiões. Considerando o grupo com acesso ao crédito (Grupo 2), enquanto que, nas regiões Norte e Nordeste, o uso da tração mecânica não alcançou 40% dos estabelecimentos, no Centro-Sul do País, tal percentual foi superior a 75% da amostra.

Ao comparar o acesso à orientação técnica e adoção de técnicas produtivas entre os produtores, observa-se que o Grupo 2 (com acesso ao crédito) apresentou melhores condições de produção, em todas

² O Apêndice A apresenta as variáveis relativas às características do produtor utilizadas no trabalho.

³ O Apêndice B apresenta as variáveis de sistema de produção utilizadas no trabalho.

as regiões. O acesso à orientação técnica também foi discrepante entre as regiões – levando em conta o Grupo 2, 77,7% (25,1%) dos agricultores não familiares da região Sul (Nordeste) tiveram orientação técnica. Tal diferença também foi observada no percentual de realização de tratamentos no solo. Enquanto que, na região Sul, 92,1% dos agricultores não familiares com crédito realizaram algum tratamento no solo; no Norte, esse percentual foi de 29,4%. Vale, contudo, salientar que, independentemente das diferenças regionais, os produtores não familiares com acesso ao crédito tiveram maior acesso à orientação técnica, realizaram tratamentos de solo com maior intensidade e contaram com maior percentual de tração mecânica.

Em relação à variável grau de especialização, esta é medida pela razão entre o valor da produção do produto agrícola principal e o valor total de produção. Sua análise foi realizada por quatro categorias: i) altamente especializado (*ESSE*), com grau de especialização igual a 1; ii) especializada (*ESP*), com grau de especialização inferiores a 1 e superior a 0,65; iii) diversificada (*EDIV*), com grau de especialização entre 0,65 e 0,35; iv) muito diversificada (*EMDIV*), com grau de especialização menor do que 0,35. Em todas as regiões, o percentual de estabelecimentos especializados foi superior entre os estabelecimentos que acessaram crédito em 2006, com destaque ao Centro-Oeste que apresentou cerca de 80% do Grupo 2 com atividades altamente especializadas (variáveis *ESSE* e *ESP*).

Por fim, a variável grau de integração do mercado é medida pela razão entre a receita total da atividade agrícola e o valor total da produção agrícola, utilizando três categorias: i) altamente integradas (*EMI*), com grau de integração superior a 0,9; ii) integrada (*EI*), com grau de integração entre 0,5 e 0,9; iii) pouco integrados (*EPI*), com grau de integração entre zero e 0,5. O percentual de estabelecimentos integrados ou muito integrados ao mercado foi mais elevado entre o Grupo 2 (com acesso ao crédito), em todas as regiões, com exceção da região Nordeste. O percentual se mostrou novamente elevado entre os estabelecimentos da região Centro-Oeste, onde aproximadamente 70% dos agricultores não familiares com acesso ao crédito estavam muito integrados ao mercado.

Tabela 1 - Valores médios das características dos produtores não familiares e dos estabelecimentos, por região, 2006.

Variável	Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro-Oeste	
	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2
Número de estabelecimentos – <i>n</i>	55.978	6.113	229.148	29.367	183.692	37.171	105.714	49.067	84.570	15.602
Valor da produção agrícola (em R\$) – <i>VTP</i>	60.637,07	108.034,06	52.091,48	129.451,25	155.558,64	336.227,68	117.579,20	211.036,11	187.368,58	629.979,46
Área do estabelecimento (em hectares) – <i>AE</i>	627,8	618,8	183,3	195,9	187,9	205,8	180,0	197,6	937,7	1070,3
Produtividade média por hectare (R\$/ha) – <i>PMH</i>	96,59	174,59	284,19	660,80	827,88	1633,75	653,22	1067,99	199,82	588,60
Sexo feminino (%) – <i>GEN</i> (a)	6,0	5,9	8,0	8,5	6,5	5,4	7,8	4,1	5,8	4,4
Idade – <i>ID</i>	44,8	48	47,1	47,2	50,5	51,7	49,9	49,1	48,5	49,9
Nível educacional 1 (%) – <i>NE1</i> (b)	7,2	7,8	11,0	11,0	4,6	3,6	2,9	2,0	4,1	2,6
Nível educacional 2 (%) – <i>NE2</i> (b)	7,5	5,9	4,4	3,8	3,6	2,3	2,5	1,5	5,0	2,9
Nível educacional 3 (%) – <i>NE3</i> (b)	46,3	43,2	32,3	34,2	39,7	35,7	47,4	49,2	40,9	31,8
Nível educacional 4 (%) – <i>NE4</i> (b)	11,2	12,5	7,9	8,1	14,0	14,4	14,3	15,6	14,2	15,8
Nível educacional 5 (%) – <i>NE5</i> (b)	11,6	16,1	11,1	10,7	18,0	21,7	17,0	18,9	18,4	25,5
Nível educacional 6 (%) – <i>NE6</i> (b)	4,2	5,9	5,4	4,2	15,3	19,5	12,6	11,5	12,9	19,6
Participação em cooperativas (%) – <i>COOP</i>	4,5	9,7	4,0	5,9	25,5	45,8	26,2	57,7	13,3	32,2
Percentual de lavouras (%) – <i>PL</i>	13,9	14,4	40,6	43,9	29,0	42,2	33,5	56,5	10,7	30,9
Percentual de pastagens (%) – <i>PP</i>	47,0	49,6	35,2	32,0	50,4	40,7	38,4	23,3	63,8	47,4

Grupo 1 = sem financiamento; Grupo 2 = com financiamento. (a) Percentual de mulheres que dirigem o estabelecimento; (b) Nível educacional máximo do produtor (em %): (1) sabe ler e escrever, (2) alfabetização de adultos, (3) fundamental incompleto, (4) fundamental completo, (5) ensino médio ou técnico completo, (6) ensino superior completo.

Fonte: Censo Agropecuário 2006, IBGE.

Tabela 2 - Valores médios das características do sistema de produção dos agricultores não familiares, por região, 2006.

Variável	Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro-Oeste	
	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2
Tração animal e/ou mecânica (%) – <i>TRAM</i>	49,3	64,9	59,2	68,4	71,2	87,4	71,7	94,7	76,9	91,8
Tração animal (%) – <i>TRA</i>	37,0	45,6	42,4	47,5	38,5	37,0	30,9	27,6	52,4	45,1
Tração mecânica (%) – <i>TRM</i>	22,3	36,1	30,3	38,8	52,0	75,8	55,6	85,8	53,2	79,9
Orientação técnica (%) – <i>OT</i>	25,3	41,7	17,9	25,1	46,6	67,7	47,0	77,7	42,9	69,2
Tratamento de solo (%) – <i>TS</i>	15,9	29,4	27,8	35,2	59,9	83,1	62,2	92,1	37,0	67,2
Pesticida (%) – <i>PEST</i>	17,8	34,3	24,7	39,5	33,2	61,3	45,8	83,9	21,7	52,5
Estabelecimento super especializado (%) – <i>ESSE</i>	26,7	19,6	22,0	13,8	32,4	25,9	22,7	11,5	30,7	21,2
Estabelecimento especializado (%) – <i>ESP</i>	42,4	55,4	37,6	41,3	39,1	50,0	40,0	45,4	46,0	57,8
Estabelecimento diversificado (%) – <i>EDIV</i>	16,0	18,1	28,4	36,8	14,7	19,7	25,0	38,7	10,0	17,2
Estabelecimento muito diversificado (%) – <i>EMDIV</i>	1,9	1,9	3,6	5,7	1,2	1,4	2,8	3,2	0,5	0,5
Estabelecimento muito integrado (%) – <i>EMI</i>	36,2	46,0	32,2	29,1	49,0	61,2	41,1	57,0	51,3	69,7
Estabelecimento integrado (%) – <i>EI</i>	22,9	27,6	22,7	29,8	17,1	21,0	22,0	27,3	17,1	16,9
Estabelecimento pouco integrado (%) – <i>EPI</i>	27,8	21,3	36,8	38,8	21,3	14,7	27,3	14,5	18,8	10,2
Número de trabalhadores – <i>NT</i>	6,0	5,8	5,5	9,4	9,9	20,7	4,4	8,6	6,5	18,4

Fonte: Censo Agropecuário 2006, IBGE.

4. METODOLOGIA DE PESQUISA

O objetivo central do estudo é verificar o impacto do acesso ao financiamento sobre o desempenho do valor total da produção (VTP) nos estabelecimentos não familiares. Para considerar a relação de dupla causalidade entre VTP e acesso ao crédito, utilizou-se o método de estimação em Dois Estágios (2E). O modelo com variável dependente escalar ($Y^{VTP} = \log VTP$) foi, inicialmente, ajustado por Mínimos Quadrados Ordinários. Já os modelos com variáveis dependentes nominais (Y^{Cr_Banco} e Y^{Cr_Outros}), sendo o não acesso a crédito a categoria de referência) foram ajustados por funções logísticas acumuladas utilizando o método de máxima verossimilhança (Pindyck e Rubinfeld, 2004).

Duas observações fundamentais devem ser feitas em relação à estimação do modelo. A primeira tem base no fato de que se optou por diferenciar o grupo de produtores com acesso ao crédito (Grupo 2) segundo a fonte do financiamento obtido – de bancos (Cr_Bancos) ou por outras vias (Cr_Outros), incluindo cooperativas de crédito, fornecedores, comerciantes, empresas integradoras, outras financeiras, ONGs, parentes e outros agentes. Buscou-se, assim, fornecer um melhor detalhamento do impacto do crédito sobre o desempenho do VTP nos estabelecimentos conforme as fontes do empréstimo. A segunda observação consiste no controle da heterogeneidade regional, realizado na estimação do modelo, utilizando efeitos fixos para as 558 microrregiões do país. Utilizaram-se os procedimentos REG e LOGISTIC do pacote estatístico SAS. As equações em sua forma estrutural foram definidas por:

$$\left\{ \begin{array}{l} Y_i^{VTP} = \lambda_0 + \lambda_1 Y_i^{Cr_Banco} + \lambda_2 Y_i^{Cr_Outros} + \sum \lambda_j X_{ji}^{VTP} + u_i \\ \ln\left(\frac{Y_i^{Cr_Banco}}{1 - Y_i^{Cr_Banco}}\right) = \gamma_{10} + \gamma_{11} Y_i^{VTP} + \sum \gamma_{1k} X_{ki}^{Cr} + v_{1i} \\ \ln\left(\frac{Y_i^{Cr_Outros}}{1 - Y_i^{Cr_Outros}}\right) = \gamma_{20} + \gamma_{21} Y_i^{VTP} + \sum \gamma_{2k} X_{ki}^{Cr} + v_{2i} \end{array} \right. \quad (1)$$

Onde as variáveis X_{ji}^{VTP} e X_{ki}^{Cr} são os fatores exógenos que influenciam, respectivamente, o VTP e o acesso ao crédito do estabelecimento; u_i e v_i são erros aleatórios não explicados pelo modelo.

A existência de relação mútua entre VTP e acesso ao crédito exigiu estimativas em dois estágios para eliminar a inconsistência devida à existência de correlação entre variáveis independentes endógenas e os termos de erro dos modelos (Pindyck & Rubinfeld, 2004). No primeiro estágio, obtiveram-se variáveis instrumentais fortemente relacionadas às endógenas independentes, mas não correlacionadas aos termos de erro. Essas variáveis foram previstas por um sistema de equações reduzidas, no qual cada variável endógena foi ajustada em função de todas as variáveis exógenas do problema. Para tanto, se fez necessária a escolha de pelo menos uma variável relacionada ao financiamento, mas que não guardasse relação com o VTP. A variável escolhida, disponível nos dados do Censo Agropecuário, foi o montante de dívidas do estabelecimento (DT), uma vez que essa variável demonstra estreita relação com a decisão de emprestar ou não, por parte dos agentes fornecedores de crédito, mas não afeta diretamente a produção do estabelecimento, e também não traz relação com a capacidade individual do produtor (Xi e Li, 2007). De maneira análoga, foram necessárias variáveis relacionadas ao VTP que não tivessem relação com o financiamento. Essas variáveis foram: tração animal (TRA), tração mecânica (TRM), tratamento do solo (TS) e uso de pesticida ($PEST$), disponíveis no censo agropecuário, que apresentam estreita relação com a produção do estabelecimento, mas não influencia a decisão do agente de crédito em emprestar. As equações da forma reduzida são apresentadas em (2).

$$\begin{cases} Y_i^{VTP} = \pi_{10} + \sum \pi_{11j} X_{ji}^{VTP} + \sum \pi_{12k} X_{ki}^{Cr} + u'_{1i} \\ \ln\left(\frac{Y_i^{Cr_Banco}}{1 - Y_i^{Cr_Banco}}\right) = \pi_{20} + \sum \pi_{21j} X_{ji}^{VTP} + \sum \pi_{22k} X_{ki}^{Cr} + u'_{2i} \\ \ln\left(\frac{Y_i^{Cr_Outros}}{1 - Y_i^{Cr_Outros}}\right) = \pi_{30} + \sum \pi_{31j} X_{ji}^{VTP} + \sum \pi_{32k} X_{ki}^{Cr} + u'_{3i} \end{cases} \quad (2)$$

A ausência de variáveis independentes endógenas no sistema (2) garantiria, segundo os pressupostos de um modelo clássico de regressão linear, estimativas consistentes e não tendenciosas dos parâmetros das equações (Pindyck e Rubinfeld, 2004). Posteriormente, no segundo estágio da análise, as variáveis independentes endógenas das equações estruturais, equação (1), foram substituídas pelos respectivos valores previstos na equação (2), ou seja, \hat{Y}_i^{VTP} , $\hat{Y}_i^{Cr_Banco}$ e $\hat{Y}_i^{Cr_Outros}$. O novo sistema de equações com variáveis instrumentais é dado por (3).

$$\begin{cases} Y_i^{VTP} = \lambda_0 + \lambda_1 \hat{Y}_i^{Cr_Banco} + \lambda_2 \hat{Y}_i^{Cr_Outros} + \sum \lambda_j X_{ji}^{VTP} + u_i \\ \ln\left(\frac{Y_i^{Cr_Banco}}{1 - Y_i^{Cr_Banco}}\right) = \gamma_{10} + \gamma_{11} \hat{Y}_i^{VTP} + \sum \gamma_{1k} X_{ki}^{Cr} + v_{1i} \\ \ln\left(\frac{Y_i^{Cr_Outros}}{1 - Y_i^{Cr_Outros}}\right) = \gamma_{20} + \gamma_{21} \hat{Y}_i^{VTP} + \sum \gamma_{2k} X_{ki}^{Cr} + v_{2i} \end{cases} \quad (3)$$

As variáveis dependentes dos modelos para o acesso ao crédito - $\ln[Y_i/(1 - Y_i)]$ - referem-se aos logaritmos naturais das respectivas chances de sucesso, ou seja, das razões entre as probabilidades de sucesso ($Y=1$) sobre o fracasso ($Y=0$). Essa razão, também chamada de *odds*, expressa quantas vezes a chance de obter crédito é maior que a chance de não acessar empréstimo. Os coeficientes desses modelos expressam, por sua vez, o logaritmo do *odds ratio*, ou seja, o logaritmo da razão de chances em virtude de uma variação unitária de X . Para obter a relação direta entre a variação de X e a variação no *odds ratio*, deve-se calcular o antilogaritmo de β_h , ou seja, calcular e^{β_h} . Já a variação percentual das chances em favor de um aumento unitário de X é dada por $100(e^{\beta_h} - 1)$.

A existência de endogeneidade entre as variáveis crédito e valor total da produção exigiu que a estimação do modelo fosse realizada em dois estágios. Para comparar os estimadores obtidos em um estágio (1E) com os estimadores em dois estágios (2E), utilizou-se o teste de especificação de Hausman. Sejam as equações, na forma estrutural, apresentadas em (1), o teste de especificação de Hausman avalia se Y^{VTP} , Y^{Cr_Banco} e Y^{Cr_outros} são endógenos ou não. Se o teste for significativo, as estimativas em um estágio e em dois estágios são distintas, sendo apenas as estimativas de dois estágios consistentes.

Na seção abaixo, apresenta-se a análise dos resultados para os determinantes do acesso ao crédito, para os determinantes do valor bruto da produção para o agregado do país, e posteriormente, a análise desagregada para cada região brasileira, visando identificar a existência de assimetrias no impacto do acesso ao crédito entre áreas menos ou mais desenvolvidas.

5. RESULTADOS

5.1. Determinantes do acesso ao crédito

As estimativas de máxima verossimilhança do modelo de regressão logística multinomial, que explicitam os determinantes do acesso ao crédito, são apresentadas no Apêndice C. Como mencionado na metodologia de pesquisa, analisa-se o crédito para cada tipo de fonte (bancos e outras vias).

Os empréstimos bancários foram predominantes no país em 2006 – enquanto que 15,2% dos agricultores não familiares fizeram uso de tal fonte de capital, cerca de 2% dos estabelecimentos se

utilizaram de outras vias de financiamento. Ressalta-se que, em 2006, 82,7% dos agricultores não familiares não acessaram crédito. As estimativas dos coeficientes permitem obter importantes interpretações sobre os determinantes da obtenção de empréstimos. Observa-se que as variáveis utilizadas no modelo estão descritas nas Tabelas 1 e 2, contudo, algumas variáveis foram desconsideradas por apresentarem baixo poder discriminatório na determinação do comportamento de Y . Ademais, algumas categorias foram agregadas para facilitar e dar maior significância às análises.

Os resultados da estimação mostram que o valor total da produção (VTP) foi um importante determinante do acesso ao crédito, sobretudo para aqueles que o acessaram de outras fontes além de bancos. Por outro lado, a obtenção de financiamento esteve inversamente relacionada ao tamanho do estabelecimento (AE) e ao uso da mão-de-obra (NT). Esses resultados sugerem que o acesso ao crédito foi maior entre os estabelecimentos mais produtivos: com maior VTP e menor área e uso de mão-de-obra.

Em relação às diferenças regionais, a análise demonstra que os estabelecimentos das regiões Sudeste (SE) e Sul (SU) estiveram mais propensos a obter crédito de outras fontes. Os estabelecimentos do Sul foram também aqueles com as maiores chances de obter financiamento bancário. Como esperado, a participação em cooperativas ($COOP$) e entidades de classe (EC) aumentou em grande medida a chance de obter empréstimo, seja via bancos ou de fontes alternativas. Outras variáveis utilizadas no modelo também apresentaram resultados interessantes. As características socioeconômicas impactaram no acesso ao crédito, sobretudo sexo (GEN) e escolaridade (NE). Finalmente, a dívida total do produtor (DT) também determinou o acesso: quanto maior a dívida, maior a probabilidade de obter crédito.

5.2. Determinantes do valor bruto da produção

Para analisar o impacto do acesso ao financiamento no valor total da produção dos estabelecimentos agropecuários, foram comparados os estimadores de um estágio (1E) e de dois estágios (2E) para os parâmetros das equações estruturais (1). A Tabela 3 mostra as estimativas do modelo de regressão. O ajuste baseou-se em um conjunto de 699.501 observações com informações válidas; 96.921 observações foram desconsideradas por apresentarem valores nulos para pelo menos uma das variáveis em análise. A estimação por 2E ajustou-se relativamente bem às informações da amostra, como demonstram as estatísticas de qualidade do ajuste. O coeficiente de determinação (R^2) foi significativo a 0,01%, indicando que aproximadamente 60,1% da variabilidade do logaritmo do valor total da produção dos estabelecimentos agropecuários foi explicada pelas variações das variáveis independentes.

As estimativas dos coeficientes associados ao acesso ao crédito foram distintas entre os modelos de 1E e 2E, sugerindo uma potencial fonte de viés nas estimativas de 1E com tendência de subestimar o impacto do crédito sobre a produção. A estimação do teste de especificação de Hausman⁴ se mostrou significativo para as variáveis de acesso ao crédito e para a variável de valor total da produção. Com isso, as estimativas de 1E e 2E são distintas, e apenas as estimativas de 2E serão consideradas. Dado o elevado número de observações da amostra, as estimativas de 2E podem ser consideradas consistentes.

Controlando as características dos estabelecimentos, houve diferença significativa no valor total da produção para agricultores não familiares com acesso ao crédito em relação aos demais. O coeficiente relativo à variável instrumental, $\hat{Y}_i^{Cr_Banco}$, mostra que a obtenção de financiamento via banco elevou o valor médio total da produção em 63,3% ($e^{0,49055}-1$). No caso de possuir financiamento por outros meios, o impacto no valor médio da produção total foi ainda mais elevado, 213% superior ($e^{1,1421}-1$).

Quanto aos coeficientes associados às características dos produtores, o modelo indica uma relação quadrática significativa entre idade ($ID2$) e valor total da produção. Ou seja, a produção cresce até uma determinada idade do responsável do estabelecimento, quando passa a decrescer. Os resultados também sugerem que o nível educacional do produtor (NE) teve forte relação positiva no VTP. Um produtor que sabia ler e escrever ($NE1$) apresentou um valor médio da produção 15,7% superior quando comparado a um produtor sem instrução (referência da análise). Se o agente alcançasse o ensino fundamental completo ($NE4$), o valor total médio da produção era 58,7% superior ao encontrado para o produtor sem instrução. O

⁴ Os resultados dos testes de especificação de Hausman para os determinantes do acesso ao crédito e para a produção são apresentadas no Apêndice D.

maior impacto foi encontrado quando agricultor tinha ensino superior (*NE6*) - VTP 72,9% maior em relação ao sem instrução. O coeficiente da variável binária para gênero (*GEN*) foi negativo e estatisticamente diferente de zero – ou seja, o valor médio da produção dos estabelecimentos gerenciados por mulheres se apresentou cerca de 25% inferior quando comparado com as propriedades dirigidas por homens. O modelo indica também que, se o produtor fosse membro de uma cooperativa (*COOP*), seu valor total médio da produção registrava um valor 28,4% superior frente aos não cooperados.

Tabela 3. Estimações do modelo, utilizando o método de 1E e 2E.

Variável	1E			2E		
	Coef.	Erro padrão		Coef.	Erro padrão	
<i>Cr_Bancos</i>	0,2768	0,0050	***	-	-	-
<i>Cr_Outros</i>	0,2862	0,0124	***	-	-	-
$\hat{Y}_i^{Cr_Bancos}$	-	-	-	0,4905	0,0145	***
$\hat{Y}_i^{Cr_Outros}$	-	-	-	1,1421	0,0959	***
<i>AE</i>	0,3606	0,0010	***	0,3590	0,0010	***
<i>NT</i>	0,5393	0,0024	***	0,5344	0,0024	***
<i>NO</i>	0,1929	0,0076	***	0,1927	0,0075	***
<i>SE</i>	0,4755	0,0059	***	0,4613	0,0055	***
<i>SU</i>	0,5076	0,0059	***	0,4788	0,0059	***
<i>CO</i>	0,5184	0,0067	***	0,4972	0,0066	***
<i>COOP</i>	0,2970	0,0050	***	0,2503	0,0055	***
<i>EC</i>	-0,0444	0,0039	***	0,0738	0,0040	***
<i>GEN</i>	-0,2938	0,0069	***	-0,2925	0,0069	***
<i>ID</i>	0,0138	0,0007	***	0,0128	0,0007	***
<i>ID2</i>	-0,0001	0,0001	***	-0,0001	0,0001	***
<i>NE1</i>	0,1471	0,0085	***	0,1465	0,0085	***
<i>NE2</i>	0,0995	0,0104	***	0,1089	0,0104	***
<i>NE3</i>	0,2908	0,0061	***	0,2931	0,0061	***
<i>NE4</i>	0,4571	0,0076	***	0,4620	0,0076	***
<i>NE5</i>	0,5506	0,0074	***	0,5563	0,0074	***
<i>NE6</i>	0,5338	0,0082	***	0,5479	0,0082	***
<i>PLT</i>	0,6858	0,0079	***	0,6510	0,0080	***
<i>PLP</i>	0,5605	0,0100	***	0,5713	0,0098	***
<i>PP</i>	0,0020	0,0001	***	0,0021	0,0001	***
<i>TRA</i>	-0,0050	0,0037		-0,0061	0,0037	
<i>TRM</i>	0,3206	0,0042	***	0,3137	0,0042	***
<i>OT</i>	0,4150	0,0043	***	0,4017	0,0043	***
<i>TS</i>	0,3172	0,0045	***	0,3049	0,0045	***
<i>PEST</i>	0,3367	0,0044	***	0,3176	0,0044	***
<i>ESP_INT</i>	1,1320	0,0057	***	1,1297	0,0057	***
<i>ESP_N_INT</i>	-0,2593	0,0066	***	-0,2587	0,0066	***
<i>N_ESP_INT</i>	0,8536	0,0069	***	0,8315	0,0069	***
<i>C</i>	4,4642	0,0447	***	4,6222	0,0199	***
Teste de endogeneidade - $\hat{Y}_i^{Cr_Bancos}$				-0,3631	0,0162	***
Teste de endogeneidade - $\hat{Y}_i^{Cr_Outros}$				-0,7074	0,1027	***
<i>R</i> ²	0,6018			0,6010		
<i>F</i>	11127,0			33998,8		

Nota: *** significância a 0,1%; ** significância a 1%; * significância a 5%.

Fonte: resultados da pesquisa.

A análise dos coeficientes relacionados às características do estabelecimento mostra que o coeficiente da variável relativa à área da propriedade (*AE*) foi positivo e estatisticamente diferente de zero. Para um aumento em 1% na área total do estabelecimento, houve um aumento de 0,35% no valor total médio da produção. Além disso, as variáveis binárias para regiões (*NO*, *CO*, *SU* e *SE*) foram positivas e estatisticamente diferentes de zero, ou seja, todas as regiões apresentaram um valor total médio da produção superior ao da região Nordeste, referência da análise.

Os coeficientes das variáveis associadas ao sistema de produção mostram que o uso da tração mecânica, acesso à orientação técnica (*OT*), a prática de tratamentos no solo (*TS*) e o uso de pesticidas (*PEST*) tiveram um impacto positivo elevado no VTP. Um produtor com acesso à orientação técnica apresentou, por exemplo, um valor médio da produção 49,4% maior do que o de um produtor sem acesso.

Para analisar o efeito da integração de mercado e da especialização da propriedade rural no acesso a crédito, foram criadas quatro variáveis derivadas dos graus de interação e de especialização presentes no censo agropecuário. Os resultados mostram que quando os estabelecimentos se mostravam integrados ao mercado (*ESP_INT* e *N_ESP_INT*), independentemente do grau de especialização, o efeito sobre o valor da produção foi positivo e significativo, em comparação aos estabelecimentos não integrados e não especializados. Para os estabelecimentos especializados, porém não integrados ao mercado (*ESP_N_INT*), a média do valor total da produção foi 22,7% inferior ao encontrado em estabelecimentos não especializados e não integrados.

5.3. Estimativas para as regiões brasileiras

As estimações de 2E para cada região brasileira complementam a análise da relação entre acesso aos financiamentos e valor total da produção. Novamente, os resultados revelam um bom ajuste do modelo às informações da amostra, como demonstram as estatísticas de qualidade de ajuste⁵. As estimativas dos modelos de regressão linear, para cada região brasileira são apresentadas no Apêndice E.

O coeficiente associado à variável instrumental, $\hat{Y}_i^{Cr_Banco}$, mostra que a obtenção de financiamento via banco elevou o valor médio total da produção em todas as regiões, com destaque para a região Sul, onde esse impacto foi de 245%, seguidos pelo Norte (70,5%), Sudeste (60,4%), Centro-Oeste (49,2%) e Nordeste (31,3%). Esses resultados positivos encontrados vão de encontro aos encontrados na literatura para, por exemplo, a Índia (Sidhu et al., 2008), China (Xin e Li, 2011), Paquistão (Akram et al., 2013) e Brasil (Moura, 2016).

O acesso ao financiamento via outras fontes, como cooperativas de crédito, fornecedores, comerciantes, empresas integradoras, outras financeiras, ONGs, parentes e outros agentes, também apresentou resultados positivos, elevando o valor médio total da produção nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste. O resultado encontrado para as regiões Norte e Nordeste pode ser explicado pelo fato do grupo de acesso ao financiamento conter informações de empréstimos realizados por parentes e outros agentes, que pode suprir uma restrição ao crédito bancário para esses produtores. Para a região Centro-Oeste, o impacto elevado do acesso ao financiamento via outras fontes pode estar associado ao fato dos grandes produtores dessa região acessarem financiamento por meio de fornecedores, por exemplo, como mencionado por Saes e Silveira (2014). Vale, contudo, lembrar que, em 2006, os estabelecimentos agropecuários que acessaram o financiamento via essa fonte representam apenas 2% da amostra.

6. CONCLUSÕES

O presente estudo obteve robusta evidência que o acesso ao crédito possui um impacto positivo e significativo sobre os valores de produção dos agricultores brasileiros não familiares, os quais tendem a praticar a denominada agricultura empresarial.

Os dados do Censo Agropecuário de 2006 mostram que cerca de 137 mil estabelecimentos não familiares tiveram acesso a algum tipo de financiamento – considerando o total de produtores, 15,2% utilizaram crédito bancário e 2% outras fontes. Apesar do aumento no volume de crédito direcionado ao

⁵ Para a estimação dos modelos de 2E para cada região brasileira, foram controlados todos os fatores exógenos, incluindo os efeitos fixos para as microrregiões.

setor rural, o número de propriedades que obteve crédito é relativamente pequeno, uma vez que dos mais de 796 mil estabelecimentos da amostra, quase 660 mil produtores não familiares responderam que não obtiveram financiamento em 2006. Dentre aqueles que captaram recursos de terceiros, o maior percentual (35%) correspondeu à região Sul e o menor (4,4%) esteve na região Norte.

Apesar do percentual de acesso ser pequeno, esse grupo de produtores apresentou maior valor de produção em todas as regiões. Destaque é dado à região Centro-Oeste, onde o VTP dos estabelecimentos com acesso ao financiamento foi três vezes maior em relação aos demais. Tal resultado pode ser explicado por se tratar de uma nova fronteira agrícola no país, onde o acesso ao crédito seria o principal insumo para impulsionar a produção. Além disso, a produtividade média dos estabelecimentos com acesso ao financiamento foi superior em todas as regiões. O acesso à tecnologia e o uso de práticas mais eficientes de produção também foram mais elevados entre os produtores com acesso ao crédito.

Para analisar o impacto do acesso ao financiamento sobre o valor da produção dos produtores não familiares, utilizou-se um modelo de 2E, uma vez que as variáveis relacionadas ao acesso ao crédito podem não ser exógenas, o que tornaria as estimativas de mínimos quadrados ordinários viesadas. Para corrigir esse problema, estimou-se uma equação para crédito com a utilização da variável instrumental correspondente às dívidas totais dos estabelecimentos, sendo suas estimativas usadas na equação para o valor da produção. Os resultados demonstram que o impacto do crédito, tanto por via bancária como por outras fontes, foi positivo e significativo. Variáveis relativas às características do agricultor (como idade, grau de escolaridade, gênero e associação a uma cooperativa), da propriedade (área e localização) e do sistema de produção (mecanização, uso de insumos e orientação técnica, além do grau de integração e especialização da atividade) também tiveram efeito significativo sobre o VTP. Estimções para cada uma das cinco regiões do País foram ainda realizadas e confirmaram, de forma geral, os resultados acima assinalados. Evidenciou-se também que o tamanho da influência de cada fonte de crédito sobre o VTP varia consideravelmente entre as regiões brasileiras. Obteve-se ainda nas estimções o conjunto de variáveis que determinou o acesso ao crédito no Brasil em 2006, sendo este baseado nas características da propriedade (valor da produção, tamanho da propriedade, uso de mão-de-obra e localização) e do produtor (gênero, escolaridade, endividamento e adesão à cooperativa).

O estudo traz uma importante contribuição para o entendimento do efeito do crédito sobre a agricultura empresarial brasileira. Ao fazer uso de microdados do IBGE, com 796.422 estabelecimentos não familiares, a pesquisa aponta para um quadro de racionamento do crédito rural no Brasil. Em especial, fornece parâmetros para formulação de políticas ao setor agropecuário ao dimensionar como o capital de terceiros influencia o valor da produção agrícola e como tal impacto se diferencia entre as diferentes fontes de crédito e entre as distintas regiões do País. Como limitação do trabalho, vale observar que se levou em conta somente o efeito do financiamento de 2006 no valor total da produção. Ou seja, não foi considerada a possível influência do crédito obtido em 2006 ou em anos anteriores sobre as características socioeconômicas e produtivas (incluindo adoção de tecnologias e práticas de gestão), o que também tende a contribuir para o aumento do valor médio da produção.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Acevedo, R.; Delgado, J. El Papel de los bancos de desarrollo agrícola em El acceso AL credito rural. In “Conferencia: Desarrollo de las economias rurales in America Latina Y El Caribe: Manejo sostenible de los Recursos naturales, acceso a Tierras Y finanzas Rurales”. Banco Interamericano de Desarrollo, 2002.
- Akerlof, G. A. The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 84, n. 3, p. 488-500, 1970.
- Akram, W.; Hussain, Z.; Ahmad, N.; Hussain, I. Does agriculture credit affect production efficiency? Frontier production function approach. *Pakistan Economic and Social Review*, v. 51, n. 2, p. 179-190, 2013.
- Ali, D. A.; Deininger, K.; Duponchel, M. Credit constraints and agricultural productivity: evidence from rural Rwanda. *The Journal of Development Studies*, v. 50, n. 5 p. 649-665, 2014.
- Anjos, F. S.; Godoy, W. I.; Caldas, N. V.; Gomes, M. C. Agricultura familiar e políticas públicas: impacto do PRONAF no Rio Grande do Sul. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 42, p. 3, p. 529-548, 2004.

Assunção, J. J.; Chein, F. Condições de crédito no Brasil rural. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 45, n. 2, 2007.

Banco Central do Brasil (Bacen). Avaliação de 5 anos do projeto Juros spread bancário no Brasil. Brasília, dez.2004.

_____. Sistema de informações de crédito do Banco Central – SCR. Brasília, set. 2005.

_____. Indicadores econômicos consolidados.

Banco Do Brasil. MIR (Ministério de Integração Regional): FCO Fundo Constitucional do Centro Oeste.

Belik, B. O financiamento da agropecuária brasileira no período recente. Texto para discussão 2028. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, IPEA. Brasília, 2015.

Binswanger, H. P.; Khandker, S. R. The impact of formal finance on the rural economy of India. *The Journal of Development Studies*, v. 32, n. 2, p. 234-262, 1995.

Bittencourt, G., Bianchini, V. A agricultura familiar na região Sul do Brasil — Quilombo (SC): um estudo de caso. 1996. mimeo. Convênio FAO/INCRA.

Briggeman, B. C.; Towe, C. A.; Morehart, M. J. Credit constraints: their existence, determinants, and implications for U.S. farm and nonfarm sole proprietorships. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 91, n. 1, p. 275-289, 2009.

Cavalcanti, I. M. Crédito rural e produto agropecuário municipal: uma análise de causalidade. São Paulo: Universidade de São Paulo. 73p. Dissertação. (Mestrado em Economia), 2008.

Ciaian, P.; Fałkowski, J.; Kancs, d'A. Access to credit, factor allocation and farm productivity: evidence from the CEE transition economies. *Agricultural Finance Review*, v. 72, n. 1, p. 22-47, 2012.

Comin, A.; Müller, G. Crédito, modernização e atraso. CEBRAP- Cadernos CEBRAP, Nova série, 6, São Paulo, 1986.

Damasceno, N. P.; Khan, A. S.; Lima, P. V. P. S. O impacto do Pronaf sobre a sustentabilidade da agricultura familiar, geração de emprego e renda no Estado do Ceará. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 49, n. 1, p. 129-156, 2011.

Dong, F.; Lu, J.; Featherstone, A. M. Effects of credit constraints on household productivity in rural China. *Agricultural Finance Review*, v. 72 n. 3 p. 402-415, 2012.

Duong, P. B.; Izumida, Y. Rural development finance in Vietnam: a microeconomic analysis of household surveys. *World Development*, v. 30, n. 2, p. 319-335, 2002.

Faveret Filho, P. Evolução do crédito rural e tributação sobre alimentos na década de 1990: implicações sobre as cadeias de aves, suínos e leite. *BNDES Setorial*, n. 16, p. 31-56, Rio de Janeiro, 2002.

Feijó, R. The impact of a family farming credit programme on the rural economy of Brazil. Anais da ANPEC, XXIX Congresso de Economia. Salvador, 11 a 14 de dezembro de 2001.

Foltz, J. D. Credit market access and profitability in Tunisian agriculture. *Agricultural Economics*, v. 30, n. 3, p. 229-240, 2004.

Goldsmith, R. W. *Financial Structure and Development*. New Haven: Yale University Press, 1969.

Gonçalves, J. S.; Martin, N. B.; Resende, J. V.; Vegro, C. L. R. Padrão do financiamento das agro-commodities com base nos novos títulos financeiros. In: XLIII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2005, Ribeirão Preto, 2005.

Guanziroli, C. E. PRONAF dez anos depois: resultados e perspectivas para o desenvolvimento rural. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 45, n. 2, p. 301-328, 2007.

Gurley, J. G.; Shaw E. S. Financial aspects of economic development. *The American Economic Review*, v. 45, n. 4, p. 515-538, 1955.

Gryzagoridis, O. B., Ferreira, L.R. Impactos do Crédito Rural no Brasil. XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, Rio Branco, Acre, 2008.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2006). Censo Agropecuário 2006. IBGE, p. 1-777.

Khandker, S. R.; Faruquee, R. R. The impact of farm credit in Pakistan. *Agricultural Economics*, v. 28, n. 3, p. 197-213, 2003.

King, R. G.; Levine, R. Finance and growth: Schumpeter might be right. *Quarterly Journal of Economics*, v. 108, n.3, p. 717-737, 1993.

Kumar, C. S.; Turvey, C. G.; Kropp, J. D. The impact of credit constraints on farm households: survey results from India and China. *Applied Economic Perspectives Policy*, v. 35, n. 3, p. 508-527, 2013.

Levine, R. Financial development and economic growth: views and agenda. *Journal of Economic Literature*, v. 35, p. 688-726, 1997.

Li, X.; Gan, C.; Hu, B. The welfare impact of microcredit on rural households in China. *The Journal of Socio-Economics*, v. 40, p. 404-411, 2011.

Li, R.; Li, Q.; Huang, S.; Zhu, X. The credit rationing of Chinese rural households and its welfare loss: an investigation based on panel data. *China Economic Review*, v. 26, p. 17-27, 2013.

Lopes, M.R.; Souza, G. S.; Lopes, I. V.; Honczar, G. O problema do acesso ao capital na agricultura brasileira. *Revista de Política Agrícola*, ano 10, n. 4, p. 16-25, 2011.

Narayanan, S. The productivity of agricultural credit in India. *Agricultural Economics*, v. 47, p. 399-409, 2016.

Matos, O. C. Desenvolvimento do sistema financeiro e crescimento econômico no Brasil: evidências de causalidade. Working Paper nº 49. Banco Central do Brasil, 2002.

Magalhães, A. M.; Silveira Neto, R.; Dias, F. M.; Barros, A. R. A experiência recente do PRONAF em Pernambuco: uma análise por meio de propensity score. *Economia Aplicada*, v. 10, n. 1, p. 57-74, 2006.

Moura, F. R. O nexos causal entre crédito rural e crescimento do produto agropecuário na economia brasileira. Tese (Doutorado) – Esalq, Universidade de São Paulo. Piracicaba, 2016.

Naves, C. F. B. A sustentabilidade financeira das cooperativas de crédito rural: um estudo de caso no estado de São Paulo. Ribeirão Preto: Universidade de São Paulo, 2007.

Petrick, M. Farm investment, credit rationing, and governmentally promoted credit access in Poland: a cross-sectional analysis. *Food Policy*, v. 29, n. 3, p. 275-294, 2004.

Pindyck, R. S.; Rubinfeld, D. L. *Econometria: modelos e previsões*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

Rajan, R. G.; Zingales, L. Finance dependence and growth. *The American Economic Review*, v. 88, n. 3, p. 559-586, 1998.

Robinson J. The Generalization of the General Theory. In: *The Rate of Interest and Other Essays*. London: MacMillan. 1952.

Rooyen, C. V.; Stewart, R.; Wet, T. The impact of microfinance in Sub-Saharan Africa: a systematic review of the evidence. *World Development*, v. 40, p. 2249-2262, 2012.

Saes, M. S. M.; Silveira, R. L. F. S. Novas formas de organização das cadeias agrícolas brasileiras: tendências recentes. *Estudos Sociedade e Agricultura*, v. 22, p. 386-407, 2014.

Schneider, S. Situando o desenvolvimento rural no Brasil: o contexto e as questões em debate. *Revista de Economia Política*, v. 30, n. 3, p. 511-531.

Shaw E. S. *Financial deepening in economic development*. New York: Oxford University Press, 1973.

Schumpeter, J. A. *The theory of economic development*. Cambridge: Harvard University Press, 1911.

Sidhu, R. S.; Vatta, K.; Kaur, A. Dynamics of institutional agricultural credit and growth in Punjab: contribution and demand-supply gap. *Agricultural Economics Research Review*, v. 21, p. 407-414, 2008.

Spolador, H.F.S. Reflexões sobre a experiência brasileira de financiamento agrícola. Piracicaba: Universidade de São Paulo, 93p. Dissertação. (Mestrado em Economia Aplicada). Dezembro, 2001.

Stiglitz, J., Weiss, A. Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review*, v. 71, n. 3, p. 333-421, 1981.

Timmer, P. The agriculture transformation. Chapter 08. In: Chenery, H. and Srinivasan, T. N; *Handbook of Development Economics*, v. 1, North-Holland, 1988.

Xin, L.; Li, Y. Relationship between agricultural credits and agricultural economy based on error correct model in Heilongjiang province. *Journal of Northeast Agricultural University*, v. 18, n. 1, p. 75-78, 2011.

Tu, T. T. T.; Ha, N. P.; Yen, T. T. H. Socio-economic impact of rural credit in northern Vietnam: does it differ between clients belonging to the ethnic majority and the minorities? *Asian Social Science*, v. 11, p. 159-167, 2015.

Yaron, J., Benjamin, M., Piprek, G. *Rural finance: issues, design and best practice*. Washington: World Bank, 1997.

Zhu, X.; Li, Z. Heterogeneous impact of farmer credit: an empirical investigation based on IVQR model. *Systems Engineering – Theory & Practice*, v. 27, n. 2, p. 68-75, 2007.

APÊNDICES

Apêndice A – Lista de variáveis do estabelecimento agropecuário e do produtor.

Variável	Descrição
IDADE_DIR – ID	Idade em anos da pessoa que dirige o estabelecimento
FEMININO- GEN	variável binária que assume o valor 1 se o diretor do estabelecimento for mulher e 0 caso contrário
ESCOLA01- NE1	variável binária de instrução; 1 se escolaridade máxima é saber ler e escrever e 0 caso contrário
ESCOLA02- NE2	variável binária de instrução; 1 se escolaridade máxima é alfabetização de adultos e 0 caso contrário
ESCOLA10- NE3	variável binária de instrução; 1 se escolaridade máxima é o fundamental incompleto e 0 caso contrário
ESCOLA11- NE4	variável binária de instrução; 1 se escolaridade máxima é o fundamental completo e 0 caso contrário
ESCOLA21- NE5	variável binária de instrução; 1 se escolaridade máxima é o ensino médio completo e 0 caso contrário
ESCOLA31- NE6	variável binária para instrução; 1 se escolaridade máxima é o superior completo e 0 caso contrário
PART_COOP- COOP	variável binária que assume o valor 1 se o produtor é cooperado e 0 caso contrário
PART_ENTID- EC	variável binária que assume o valor 1 se o produtor é associado à entidade de classe e 0 caso contrário
LAVOURA- AL	área total de lavouras em hectares
PASTAGEM- AP	área total de pastagens em hectares
AF_PRES- AFP	área de florestas naturais preservadas em hectares
AF_NAT_EXP- AFE	área de florestas naturais exploradas em hectares
AF_AGROF- ASA	área com sistemas agroflorestais em hectares
OUTROS- AOU	área com outra utilização em hectares (florestas plantadas, lagos, construção, etc.)
PVAPANIMAL- PVPA	valor da produção animal sobre valor total da produção
PVPVEGETAL- PVPV	valor da produção vegetal sobre valor total da produção
PVPAGRO- PVAA	valor agregado da agroindústria sobre valor total da produção
PERC_LAVOURAS- PL	percentual de áreas de lavouras
PLAV_TEMP- PLT	percentual de áreas de lavouras temporárias
PLAV_PERM- PLP	percentual de áreas de lavouras permanentes
PERC_PASTAGENS- PP	percentual de áreas de pastagens
PERC_MATAS- PM	percentual de áreas de matas
CR_BANCOS	variável binária com valor 1 se o estabelecimento acessou crédito bancário e 0 caso contrário
CR_COOP	variável binária com valor 1 se o estabelecimento acessou crédito via cooperativas de crédito e 0 caso contrário
CR_OUTROS	variável binária com valor 1 se o estabelecimento acessou crédito via outras fontes de crédito e 0 caso contrário
AREA_TOTAL- AE	área do estabelecimento em hectares
VT_PRODUCAO- VTP	valor total da produção em R\$
DIVTOT-DT	valor total das dívidas do estabelecimento
NO	variável binária com valor 1 se estabelecimento pertence à região Norte e 0 caso contrário
NE	variável binária com valor 1 se estabelecimento pertence à região Nordeste e 0 caso contrário
SE	variável binária com valor 1 se estabelecimento pertence à região Sudeste e 0 caso contrário
SU	variável binária com valor 1 se estabelecimento pertence à região Sul e 0 caso contrário
CO	variável binária com valor 1 se estabelecimento pertence à região Centro-Oeste e 0 caso contrário

Apêndice B – Lista de variáveis das características do sistema de produção.

Variável	Descrição
TRACAO- <i>TRAM</i>	variável binária que assume o valor 1 se o produtor utiliza força de tração animal e/ou mecânica e 0 caso contrário
TRACAO_ANIMAL- <i>TRA</i>	variável binária que assume o valor 1 se o produtor utiliza força de tração animal e 0 caso contrário
TRACAO_MECANICA- <i>TRM</i>	variável binária que assume o valor 1 se o produtor utiliza força de tração mecânica e 0 caso contrário
ORIENTACAO- <i>OT</i>	variável binária que assume o valor 1 se o produtor recebe orientação técnica e 0 caso contrário
TRATAMENTOSOLO- <i>TS</i>	variável binária que assume o valor 1 se o produtor faz aplicação de corretivo do ph do solo ou adubação e 0 caso contrário
PESTICIDA- <i>PEST</i>	variável binária que assume o valor 1 se o produtor utiliza pesticida para controle de pragas e/ou doenças e 0 caso contrário
ESPECIALIZADO1- <i>ESSE</i>	variável binária que assume o valor 1 se o estabelecimento é super especializado e 0 caso contrário
ESPECIALIZADO2- <i>ESP</i>	variável binária que assume o valor 1 se o estabelecimento é especializado e 0 caso contrário
ESPECIALIZADO3- <i>EDIV</i>	variável binária que assume o valor 1 se o estabelecimento é diversificado e 0 caso contrário
ESPECIALIZADO4- <i>EMDIV</i>	variável binária que assume o valor 1 se o estabelecimento é muito diversificado e 0 caso contrário
INTEGRADO1- <i>EMI</i>	variável binária que assume o valor 1 se o estabelecimento é muito integrado e 0 caso contrário
INTEGRADO2- <i>EI</i>	variável binária que assume o valor 1 se o estabelecimento é integrado e 0 caso contrário
INTEGRADO3- <i>EPI</i>	variável binária que assume o valor 1 se o estabelecimento é pouco integrado e 0 caso contrário
ESP_INT	variável binária que assume o valor 1 se o estabelecimento é especializado e integrado, e 0 caso contrário
N_ESP_INT	variável binária que assume o valor 1 se o estabelecimento é não especializado e integrado, e 0 caso contrário
ESP_N_INT	variável binária que assume o valor 1 se o estabelecimento é especializado e não integrado, e 0 caso contrário
N_ESP_N_INT	variável binária que assume o valor 1 se o estabelecimento é não especializado e não integrado, e 0 caso contrário
MDO_TOTAL- <i>NT</i>	Somatório do trabalho contratado e do trabalho familiar.

Apêndice C – Estimativas de máxima verossimilhança do modelo de regressão logística multinomial.

Variável	Acesso via bancos			Acesso via outras fontes		
	Coef.	Erro Padrão		Coef.	Erro Padrão	
\overline{YVTP}	0,5811	0,0146	***	0,9796	0,0384	***
<i>LN(AE)</i>	-0,2206	0,0062	***	-0,3587	0,0160	***
<i>LN(NT)</i>	-0,2619	0,0101	***	-0,4579	0,0242	***
<i>NO</i>	-0,2775	0,0197	***	-0,0429	0,0641	
<i>SE</i>	-0,1498	0,0165	***	0,2690	0,0450	***
<i>SU</i>	0,1171	0,0168	***	0,4435	0,0448	***
<i>CO</i>	-0,3730	0,0185	***	0,2188	0,0483	***
<i>COOP</i>	0,1721	0,0118	***	0,6597	0,0245	***
<i>EC</i>	0,4026	0,0086	***	0,4264	0,0186	***
<i>GEN</i>	0,1982	0,0172	***	0,2679	0,0435	***
<i>ID</i>	-0,0024	0,0018		-0,0014	0,0043	
<i>ID2</i>	-0,0000	0,0000		-0,0000	0,0000	
<i>NE1</i>	-0,1289	0,0206	***	0,0770	0,0649	
<i>NE2</i>	-0,2134	0,0261	***	-0,1386	0,0772	
<i>NE3</i>	-0,2971	0,0157	***	-0,1908	0,0523	***
<i>NE4</i>	-0,4272	0,0198	***	-0,4540	0,0585	***
<i>NE5</i>	-0,5704	0,0199	***	-0,6302	0,0591	***
<i>NE6</i>	-0,7149	0,0215	***	-0,8194	0,0610	***
<i>PLT</i>	0,2154	0,0231	***	-0,1309	0,0547	*
<i>PLP</i>	-0,0210	0,0264		-0,5997	0,0636	***
<i>PP</i>	0,00066	0,0002	***	-0,0073	0,0004	***
<i>OT</i>	-0,0392	0,0124	**	-0,0842	0,0306	**
<i>ESP_INT</i>	-0,7417	0,0218	***	-0,9862	0,0578	***
<i>ESP_N_INT</i>	-0,0414	0,0167	*	0,2048	0,0459	***
<i>N_ESP_INT</i>	-0,3393	0,0207	***	-0,6326	0,0530	***
<i>DT</i>	0,2785	0,0010	***	0,2357	0,0023	***
<i>C</i>	-6,1261	0,0830	***	11,1230	0,2179	***
<i>Teste de Endogeneidade - E_LN(VTP)</i>	-0,5	0,0148	***	-0,8988	0,0389	***

*** significância a 0,1%; ** significância a 1%; * significância a 5%

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Apêndice D – Estimativas Teste De Hausman – crédito e produção.

Produção						
	Crédito		Acesso via bancos		Acesso via outras fontes	
Variável	Coef.		Coef.		Coef.	
<i>Cr_Banco</i>	0,5271	***	-		-	
<i>Cr_Outros</i>	0,8714	***	-		-	
$Y_i^{Cr_Bancos}$	-0,3631	***	-		-	
$Y_i^{Cr_Outros}$	-0,7074	***	-		-	
<i>LN(VTP)</i>	-		0,5863	***	0,9863	***
<i>E_LN(VTP)</i>	-		-0,5	***	-0,8988	***
<i>AE</i>	0,3581	***	-0,2258	***	-0,3665	***
<i>NT</i>	0,5326	***	-0,2641	***	-0,4603	***
<i>NO</i>	0,1926	***	-0,2818	***	-0,0477	
<i>SE</i>	0,475	***	-0,1558	***	0,258	***
<i>SU</i>	0,4797	***	0,1109	***	0,4358	***
<i>CO</i>	0,5103	***	-0,3796	***	0,2079	***
<i>COOP</i>	0,258	***	0,1741	***	0,6622	***
<i>EC</i>	-0,0687	***	0,4062	***	0,4288	***
<i>GEN</i>	-0,2907	***	0,1997	***	0,2686	***
<i>ID</i>	0,0126	***	-0,0024		-0,0014	
<i>ID2</i>	-0,0001	***	-0,0001		-0,0001	
<i>NE1</i>	0,1457	***	-0,1306	***	0,0735	
<i>NE2</i>	0,1042	***	-0,2166	***	-0,1445	
<i>NE3</i>	0,2906	***	-0,301	***	-0,1975	***
<i>NE4</i>	0,4576	***	-0,4329	***	-0,4615	***
<i>NE5</i>	0,5535	***	-0,5773	***	-0,6387	***
<i>NE6</i>	0,545	***	-0,7223	***	-0,8284	***
<i>PLT</i>	0,6518	***	0,204	***	-0,145	**
<i>PLP</i>	0,5551	***	-0,0377		-0,6172	***
<i>PP</i>	0,002	***	0,0006	***	-0,0072	***
<i>TRA</i>	-0,0046		-		-	
<i>TRM</i>	0,3142	***	-		-	
<i>OT</i>	0,3988	***	-0,0401	**	-0,0867	**
<i>TS</i>	0,3073	***	-		-	
<i>PEST</i>	0,314	***	-		-	
<i>ESP_INT</i>	1,1295	***	-0,7368	***	-0,9805	***
<i>ESP_N_INT</i>	-0,2567	***	-0,0596	***	0,1816	***
<i>N_ESP_INT</i>	0,835	***	-0,336	***	-0,6312	***
<i>DT</i>			0,2793	***	0,2369	***
<i>C</i>	4,521	***	-6,1506	***	-11,1536	***

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Apêndice E – Estimações do modelo, em MQ2E, por região do Brasil.

Variável	Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro-Oeste	
	Coef.	Erro padrão	Coef.	Erro padrão	Coef.	Erro padrão	Coef.	Erro padrão	Coef.	Erro padrão
$Y_i^{Cr_Bancos}$	0,534	0,0609 ***	0,2726	0,0303 ***	0,4726	0,0250 ***	1,2412	0,0273 ***	0,4003	0,0313 ***
$Y_i^{Cr_Outros}$	4,0374	0,7123 ***	5,4896	0,4532 ***	-0,4298	0,1508 **	-3,7177	0,1527 ***	0,9674	0,1425 ***
AE	0,2646	0,0039 ***	0,3403	0,0018 ***	0,3799	0,0024 ***	0,3443	0,0024 ***	0,3838	0,0034 ***
NT	0,4828	0,0095 ***	0,4973	0,0044 ***	0,5026	0,0042 ***	0,5924	0,0053 ***	0,4813	0,0068 ***
COOP	0,1727	0,0320 ***	0,2325	0,0157 ***	0,2928	0,0089 ***	0,3748	0,0102 ***	0,1668	0,0141 ***
EC	-0,0259	0,0154	-0,1255	0,0069 ***	-0,0037	0,0080	-0,0318	0,0080 ***	-0,0112	0,0124
GEN	-0,2442	0,0281 ***	-0,3631	0,0112 ***	-0,2400	0,0137 ***	-0,2806	0,0147 ***	-0,1704	0,0215 ***
ID	0,0129	0,0028 ***	0,0167	0,0011 ***	0,0055	0,0014 ***	0,0124	0,0016 ***	0,0019	0,0021
ID2	-0,0001	0,0001 ***	-0,0001	0,0001 ***	-0,0001	0,0001 ***	-0,0001	0,0001 ***	-0,0001	0,0001
NE1	0,0716	0,0311 *	0,1292	0,0108 ***	0,2540	0,0221 ***	0,2398	0,0316 ***	0,1643	0,0353 ***
NE2	0,0378	0,0322	0,0543	0,0160 **	0,2766	0,0244 ***	0,0946	0,0335 **	0,0871	0,0343 *
NE3	0,1934	0,0223 ***	0,2691	0,0080 ***	0,4267	0,0170 ***	0,3698	0,0233 ***	0,1977	0,0266 ***
NE4	0,3291	0,0285 ***	0,4699	0,0126 ***	0,5375	0,0187 ***	0,5125	0,0249 ***	0,3394	0,0288 ***
NE5	0,4247	0,0288 ***	0,5687	0,0116 ***	0,6050	0,0185 ***	0,6312	0,0249 ***	0,4482	0,0283 ***
NE6	0,3624	0,0390 ***	0,5979	0,0157 ***	0,5799	0,0189 ***	0,6047	0,0258 ***	0,4783	0,0294 ***
PLT	0,8792	0,0432 ***	0,3596	0,0128 ***	0,9190	0,0184 ***	0,4471	0,0170 ***	1,7103	0,0325 ***
PLP	0,3881	0,0389 ***	0,5088	0,0159 ***	0,8067	0,0191 ***	-0,1967	0,0255 ***	0,4774	0,0596 ***
PP	0,0050	0,0002 ***	0,0026	0,0001 ***	0,0012	0,0001 ***	-0,0004	0,0001 *	0,0038	0,0002 ***
TRA	0,1769	0,0152 ***	0,1217	0,0064 ***	-0,0337	0,0075 ***	-0,0341	0,0089 ***	-0,0093	0,0106
TRM	0,4883	0,0180 ***	0,2353	0,0071 ***	0,3593	0,0081 ***	0,3609	0,0099 ***	0,3676	0,0121 ***
OT	0,2087	0,0163 ***	0,4247	0,0087 ***	0,3250	0,0077 ***	0,5327	0,0089 ***	0,2951	0,0114 ***
TS	0,1153	0,0201 ***	0,4073	0,0077 ***	0,2656	0,0087 ***	0,1654	0,0110 ***	0,2284	0,0123 ***
PEST	0,3171	0,0182 ***	0,2978	0,0074 ***	0,3230	0,0087 ***	0,2405	0,0104 ***	0,2367	0,0139 ***
ESP_INT	1,2463	0,0227 ***	0,9435	0,0087 ***	1,2255	0,0128 ***	0,9777	0,0122 ***	1,6405	0,0227 ***
ESP_N_INT	-0,5898	0,0253 ***	-0,1934	0,0097 ***	-0,1585	0,0147 ***	0,0081	0,0148	-0,5653	0,0253 ***
N_ESP_INT	0,8427	0,0294 ***	0,6143	0,0105 ***	1,0170	0,0159 ***	0,7612	0,0137 ***	1,4126	0,0284 ***
C	5,0749	0,0816 ***	4,7453	0,0672 ***	5,0703	0,0588 ***	5,1622	0,0787 ***	4,8280	0,0945 ***
R^2	0,4581		0,5038		0,5511		0,5874		0,6013	
F	943,13		4067,8		2564,81		3094,48		2737,33	
N	52.482		232.388		190.146		139.134		85.351	

*** significância a 0,1%; ** significância a 1%; * significância a 5%

Fonte: Resultados da Pesquisa