

COOPERTATIVAS E A PRODUÇÃO AGROPECUÁRIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE ESPACIAL¹

Mateus de Carvalho Reis Neves*

Lucas Siqueira de Castro[^]

Carlos Otávio de Freitas[#]

Resumo:

Como importantes elos de ligação entre os produtores e o mercado, e respondendo direta ou indiretamente por relevante parte do Produto Interno Bruto agropecuário nacional, as cooperativas carecem de estudos que mensurem o quão capazes são de influenciar a produção no meio rural, considerando as diferenças regionais brasileiras. Assim, com este trabalho visou-se avaliar a existência e a magnitude do impacto das cooperativas na produção agropecuária das regiões brasileiras. Para tanto, foi construída uma função de produção tendo cooperativas como um fator deslocador da função de produção, considerando correção espacial, em nível municipal, para as regiões brasileiras. Os resultados evidenciam o impacto positivo do cooperativismo nas regiões Sudeste e Centro-Oeste, e sua influência negativa no Norte e Nordeste do país.

Palavras-Chave: Cooperativismo; Econometria Espacial; Função de Produção.

Abstract:

Co-operatives are important linkages between producers and the market, responding directly or indirectly for a relevant portion of the agricultural gross domestic product. There is a lack of studies that measure how much co-operatives influence production in the rural environment, considering the Brazilian regional differences. Thus, the objective is to identify the influence of co-operatives in the agricultural production of Brazilian regions. Therefore, a production function considering co-operatives as one of its inputs was constructed, considering a spatial correction at the municipal level for the Brazilian regions. The results indicate the positive impact of co-operatives in the Southeast and Center-West regions, and its negative influence in the North and Northeast of the country.

Keywords: Co-operatives; Spatial Econometrics; Production Function.

Código JEL: Q13, C21.

¹ Os autores agradecem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) e à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) pelo suporte financeiro para a realização da pesquisa.

Filiação: *Universidade Federal de Viçosa; [^]Universidade Federal de Juiz de Fora; [#]Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro.

E-mail: mateus.neves@ufv.br; lucancastro@hotmail.com; carlos.freitas87@gmail.com

1. Introdução

As cooperativas² no meio rural constituem-se, majoritariamente, de produtores rurais associados que buscam, com estas organizações, atender aos anseios relacionados a suas atividades. No Brasil, segundo dados do último Censo Agropecuário, tais organizações respondem por algo em torno de 41% do Valor Bruto da Produção (VBP) agropecuária (IBGE, 2016), sendo meios de coordenação dos atores no setor primário da economia e importantes vias de acesso dos produtores ao mercado.

Embora relevantes no cenário agrícola, ainda são poucos os trabalhos que se dedicam a avaliar, para todo o Brasil, a influência das cooperativas agropecuárias sobre a ótica econômica e produtiva. Internacionalmente, autores como McNamara *et al.* (2001), Folsom (2003), Zeuli *et al.* (2003), Zeuli e Deller (2007), Rodrigo (2012), Cazzuffi (2013) e Jardine *et al.* (2014) realizaram avaliações, mesmo que locais, sobre os efeitos econômicos das cooperativas. Tais estudos levaram em consideração os impactos das cooperativas, entre outros pontos, em termos do impacto no Valor da Produção ou no Produto Interno Bruto global ou de setores específicos³. Entretanto, tais estudos não consideraram as cooperativas interagindo com outros insumos em uma função de produção para a agricultura brasileira.

Todavia, estudos que abordem o cooperativismo na agricultura brasileira devem ponderar sobre suas especificidades regionais, refletidas no meio rural. Estudos como os de Helfand e Brunstein (2001), Silva *et al.* (2003), FGV (2010), Kageyama *et al.* (2013), Helfand *et al.* (2014) e Belik (2015) evidenciam pontos que reforçam as diferenças nos padrões produtivos e de desigualdades no campo, que já não mais ficam restritas à dicotomia latifúndio vs. pequena propriedade, havendo heterogeneidades profundas mesmo entre os estabelecimentos menores. O fato de existirem diferentes áreas no Brasil que atuem sobre a produção/prestação de um mesmo produto/serviço, neste caso relacionado a agropecuária, mesmo sob variadas condições existentes (produção ou técnica), suscita o aspecto de interdependência, que pode levar ao transbordamento de ações que influenciem indivíduos (independente da forma jurídica) em diferentes níveis de desagregação geográfica (autocorrelação/dependência espacial), gerando competição espacial (CASTRO *et al.*, 2015).

Assim, neste trabalho busca-se identificar qual a influência das cooperativas na produção agropecuária das regiões brasileiras, marcadamente heterogêneas tanto em termos produtivos, quanto socioeconômicos. Para tanto, foi empregada uma função de produção com correções espaciais compreendendo os insumos comumente utilizados na produção rural, sendo a variável de interesse, associação a cooperativas, considerada como insumo no processo produtivo.

O artigo é composto, além desta introdução, por mais quatro seções. Na segunda seção aborda-se o cooperativismo no Brasil rural. Já a terceira seção, por sua vez, conta com a estratégia empírica utilizada, bem como com a fonte e considerações feitas sobre a base de dados. A quarta seção traz a discussão sobre os resultados. Finalmente, na quinta seção trata-se das considerações finais acerca do problema estabelecido.

² Embora a palavra "cooperativa" possa ser aplicada a diferentes tipos de atividades desenvolvidas de forma coletiva, o termo é usado neste trabalho para descrever um modelo de negócio democraticamente controlado e gerido por seus membros. Em muitos países, como no Brasil, as cooperativas são legalmente definidas como um tipo específico de corporação. Como tal, estão sujeitas à legislação federal específica (ZEULI; RADEL, 2005).

³ Trabalhos desta natureza podem ser consultados em Zeuli e Deller (2007) e Uzea e Duguid (2015). Ambos realizam análises acerca das nuances que envolvem a pesquisa de impacto econômico de cooperativas, destacando as metodologias empregadas nestes estudos, recorrentemente, análises de matrizes insumo-produto.

2. Cooperativismo no Brasil rural – relevância e heterogeneidades

A literatura relativa à economia das organizações explica a existência das cooperativas agropecuárias devido a sua habilidade de: a) engendrar economias de escala; b) acessar novos mercados, inclusive internacionais; c) reduzir custos por meio da integração vertical; d) diminuir riscos em ações conjuntas; e) possibilitar aos cooperados acessar e adotar tecnologias e insumos, via serviços de assistência técnica e; f) permitir aos associados desenvolver poder de barganha por melhores preços (BONUS, 1986; SEXTON, 1986; STAATZ, 1987; HANSMANN, 1988, 1996; SEXTON; ISKOW, 1988; BIALOSKORSKI NETO, 2000; VALENTINOV, 2007).

Estas características ajudam a explicar a propagação do cooperativismo em vários países, como ilustram alguns exemplos: no Japão, as cooperativas agropecuárias congregam em torno de 90% de todos os agricultores, enquanto no Canadá e Noruega, 4 em cada 10 agricultores são cooperados. Ainda, na Nova Zelândia, as cooperativas respondem por 95% do mercado de laticínios e 22% do PIB (NAMORADO, 2013).

No Brasil, a introdução do modelo cooperativo remonta ao final do século XIX, com algumas experiências em São Paulo e Pernambuco. A partir de 1902, surgem as primeiras cooperativas de crédito rural do modelo *Raiffeisen*, em Nova Petrópolis – RS e, em 1907, são criadas as primeiras cooperativas agropecuárias, no Estado de Minas Gerais. Tais cooperativas agrícolas, ao longo da primeira metade do século XX, se mostraram as mais pujantes em termos de volume de negócio, sendo, ao mesmo tempo, as principais responsáveis pela difusão do ideário cooperativista no país. (SILVA *et al.*, 2003).

Pinho (1996) e Presno (2001) afirmam que, dadas suas características intrínsecas, as cooperativas foram fomentadas pelo governo como importantes instrumentos para a aplicação e disseminação de políticas públicas orientadas ao setor agrário (assistência técnica, acesso ao mercado, entre outras), desde a década de 1930, mesmo que, por vezes, a criação de cooperativas engendradas por estas políticas não fosse objeto de análise prévia.

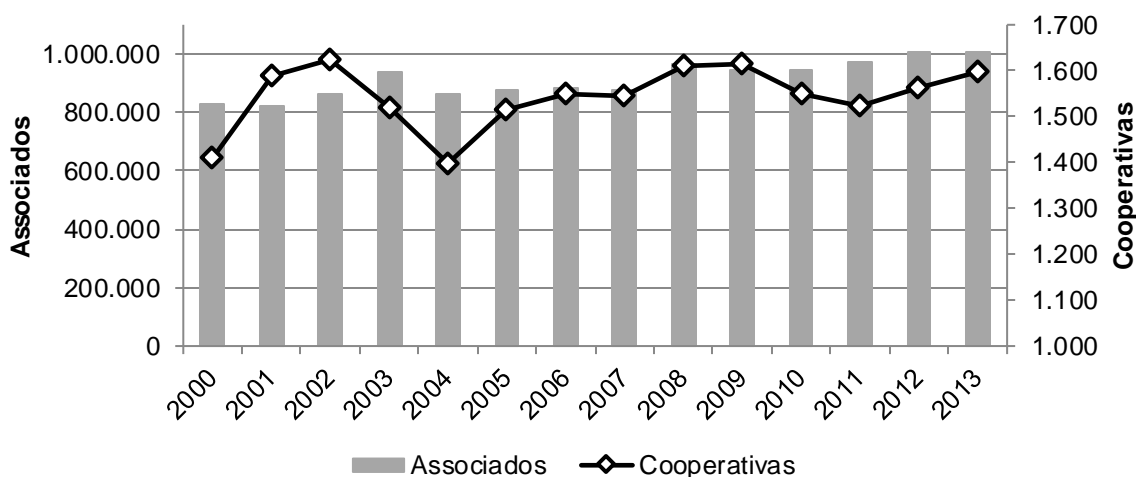
No entanto, ao longo da década de 1980, o arrefecimento da atividade econômica nacional e das políticas intervencionistas do Estado atreladas às cooperativas, somados à crescente demanda por práticas de gestão mais modernas, levaram ao desaparecimento de muitas cooperativas agropecuárias, resultando num crescente sentido de receio quanto a tais organizações (PINHO, 1992; PRESNO, 2001; BIALOSKORSKI NETO, 2005).

Após superarem momentos mais agudos de crise nas décadas de 1980 e 1990, as cooperativas brasileiras vinculadas às atividades agropecuárias formam, atualmente, um dos mais proeminentes ramos do cooperativismo, retomando papel importante na coordenação de muitos aspectos da cadeia agroalimentar. Segundo a Organização das Cooperativas Brasileiras – OCB (2014), entre suas filiadas, as cooperativas agropecuárias perfaziam um total de 23,5% dentre todas as cooperativas ativas, no ano de 2013⁴.

Ainda de acordo com os dados de OCB (2011, 2014) apresentados na Fonte: Elaborada pelos autores com dados de OCB (2013).

⁴ Além da OCB, há ainda outras organizações que congregam cooperativas ligadas diretamente à agricultura, como a União Nacional das Cooperativas da Agricultura Familiar e Economia Solidária (UNICAFES) e a Confederação das Cooperativas de Reforma Agrária no Brasil (CONCRAB). Estas organizações possuem números relevantes de cooperativas e associados, como é o caso da UNICAFES, que, em 2012, possuía 789 cooperativas filiadas, com um total de 365.145 associados, segundo dados da própria organização.

Figura 1, se depreende que o movimento cooperativista agropecuário, depois de registrar uma queda no número de cooperativas até 2004, ganhou força a partir de então, mantendo-se razoavelmente estável, com um discreto crescimento no número de associados, que ultrapassava, em 2013, a marca de 1 milhão de pessoas. Em termos de participação econômica, as cooperativas agropecuárias alcançaram um papel de destaque: em 2013, eram responsáveis por 340 mil postos de trabalho diretos e respondiam por 6% do PIB nacional (OCB, 2014).



Fonte: Elaborada pelos autores com dados de OCB (2013).

Figura 1 – Evolução do número de cooperativas filiadas à OCB e seus associados, ramo agropecuário, 2000 a 2013

Entretanto, a distribuição destas cooperativas pelo território nacional é um tanto heterogênea, refletindo as marcadas diferenças regionais brasileiras. Tal disparidade fica evidenciada na análise dos dados da Tabela 1.

Tabela 1 – Percentuais de estabelecimentos agropecuários, estabelecimentos agropecuários associados a cooperativas e Valor Bruto da Produção (VBP), regiões brasileiras, 2006

	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro Oeste	Brasil
Estabelecimentos (%)¹	9	47	18	19	7	100
Valor Bruto da Produção (%)¹	6	17	32	27	18	100
Associação a cooperativas (%)²	3,8	4,3	18	31,9	12	14,4

Notas: ¹ Percentuais obtidos considerando a participação de cada região no total.

² Percentual obtido considerando a proporção de estabelecimentos associados em cada região e no Brasil.

Fonte: Elaborada pelos autores com dados de IBGE (2012).

Segundo dados do Censo Agropecuário de 2006, em média, 14,4% dos estabelecimentos rurais eram associados a cooperativas. Além disso, é possível notar uma disparidade marcante entre as regiões do país, não somente no que diz respeito a consolidação do movimento cooperativista, mas também no que se refere ao número de estabelecimentos agropecuários e ao VBP agropecuário. Tais diferenças regionais são, segundo Helfand e Brunstein (2001), recorrentes nas análises da agricultura brasileira, como reflexo de condições diversas acerca da infraestrutura, mercado de trabalho, distância dos centros consumidores e outros pontos, aos quais acrescentam-se, para o caso específico do processo de cooperação, questões culturais, e históricas.

Em 2006, a região Norte possuía apenas 3,8% de seus estabelecimentos rurais associados a cooperativas. No Nordeste, em que pouco mais de 4% dos estabelecimentos eram cooperados, percebe-se o grande contraste entre a proporção de estabelecimentos (47%) e a participação destes no VBP (17%). Por outro lado, destacam-se como tendo maior percentual de estabelecimentos cooperados as regiões Sul e Sudeste, com, respectivamente, 31,9% e 18% de estabelecimentos associados, sendo também estas as regiões com maior participação no VBP agropecuária nacional, o que pode levar ao questionamento se, de fato, as cooperativas têm participação efetiva no auxílio à produção dos estabelecimentos agropecuários.

Apesar de não explicar toda a sua magnitude, tais diferenças regionais observadas no cooperativismo brasileiro foram motivadas pela forte influência de imigrantes – alemães, italianos e japoneses – instalados nas regiões Sul e Sudeste, muitos dos quais já traziam algumas experiências relativas à prática do associativismo, servindo como alicerce para a estruturação do cooperativismo em bases competitivas. Adicionalmente, o fomento estatal, citado anteriormente, contribuiu para acentuar estas discrepâncias, ao ter seu maior fluxo direcionado, em décadas passadas, às regiões Sul e Sudeste (DUARTE, 1986; SILVA *et al.*, 2003).

3. Estratégia Empírica

A estratégia empírica a ser seguida, para identificar a influência das cooperativas na produção agropecuária das regiões brasileiras, consiste em combinar uma função de produção, subseção 3.1, e técnicas da econometria espacial, subseção 3.2. A fonte e a forma como foram tratados os dados encontram-se na subseção 3.3.

3.1. Função de Produção

Pode-se tomar uma relação funcional de produção genérica, $Y = f(L, K, T, \dots)$, tal qual descrita por Humphrey (1997), onde Y é a produção resultante da combinação dos fatores trabalho L , do capital K , da terra T etc., e adequá-la ao objetivo deste trabalho:

$$Y_i = f(L_i, T_i, I_i, K_i, C_i) \quad (1)$$

em que Y_i é o valor bruto da produção agropecuária, L_i diz respeito às unidades de trabalho utilizadas, T_i é a área cultivada, I_i representa o valor gasto com insumos, K_i refere-se às benfeitorias e C_i é a adesão a cooperativas, sendo estas variáveis referentes aos estabelecimentos agropecuários do município i .

O papel das cooperativas, nesta função, não é o de fator produtivo direto, mas sim o de, teoricamente, atuarem como deslocadores da função de produção⁵, permitindo o acesso a novos insumos e mercados. Como definido por Curi (1997), investimentos em acesso à informação, parques industriais mais modernos, assistência técnica e extensão rural, podem ser entendidos como elementos provedores da modernização na agricultura. Entende-se que as cooperativas podem ser promotoras destes meios, levando a alterações no patamar da agropecuária brasileira.

A adequação teórica desta relação funcional foi proposta por Cobb e Douglas (1928). A forma funcional Cobb-Douglas é comumente utilizada, sendo um modelo simples associado a um número de propriedades restritas, como a elasticidade e os retornos de escala constantes

⁵ O que se busca neste trabalho é realizar uma análise *cross-section*, porém baseada na importância da tecnologia, como no modelo de inovação induzida de Hayami e Ruttan (1971), em que a tecnologia é vista como uma variável endógena no processo de crescimento da produção.

(COELLI *et al.*, 1998). Apesar de suas limitações, de acordo com Baumol (1977) e Castro (2002), a especificação do tipo Cobb-Douglas é dotada de facilidade de interpretação dos resultados – os coeficientes estimados são as próprias elasticidades do modelo – e de boas qualidades estatísticas, em termos de aderência aos dados, sendo atrativa para o processo de estimação, já que tem a propriedade de se tornar linear, quando reescrita em termos do ajuste logarítmico de suas variáveis:

$$\ln Y_i = \ln A + \alpha \ln L_i + \beta_1 \ln T_i + \beta_2 \ln I_i + \beta_3 \ln K_i + \beta_4 \ln C_i \quad (2)$$

Sob esta forma, parcimoniosa em termos da quantidade de coeficientes a serem estimados, evitando-se assim possível multicolinearidade, são acrescentadas as características espaciais do modelo final utilizado neste trabalho, seguindo os preceitos descritos na próxima subseção.

3.2. Aspectos Espaciais

Para a investigação pretendida, tem-se como primeiro passo a análise exploratória dos dados espaciais (AEDE). Esta AEDE será desenvolvida por meio dos testes de *I* de Moran, que considerarão tanto perspectivas globais, quanto locais, acerca das variáveis.

O segundo passo consistirá na estimação convencional de modelos por mínimos quadrados ordinários (MQO). O teste Moran, neste caso, também poderá ser aplicado aos resíduos do modelo MQO, com o objetivo de verificar a existência da autocorrelação espacial. Caso seja encontrada, o modelo a ser desenvolvido, terceiro passo, deverá levar em consideração formas de eliminar este problema, a partir da inclusão de interações/defasagens espaciais. Testes mais específicos, como o do multiplicador de Lagrange e suas versões robustas, são capazes de apontar o tipo de defasagem espacial a ser incluída no modelo estimado.⁶

Desta maneira, a especificação do modelo espacial pode ser observada nas equações (3a) e (3b):

$$y_{it} = \alpha + \rho W y_{it} + X_{it} \beta + W X_{it} \tau + \xi_{it} \quad (3a)$$

$$\xi_{it} = \lambda W \xi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3b)$$

em que τ , ρ e λ são coeficientes a serem estimados; y representa a variável dependente; X é um vetor composto por variáveis de controle; W são matrizes de ponderações espaciais; e ξ corresponde ao termo de erro.

Impondo restrições aos parâmetros espaciais da equação (3), são determinados vários modelos espaciais. Com a imposição de que $\tau = \lambda = 0$ e $\rho \neq 0$, alcança-se o modelo SAR; com $\tau = \rho = 0$ e $\lambda \neq 0$, dispõe-se do modelo SEM; com $\lambda = 0$, $\tau \neq 0$ e $\rho \neq 0$, atinge-se o modelo SDM; fazendo com que $\rho = 0$, $\tau \neq 0$ e $\lambda \neq 0$, consegue-se o modelo SDEM; por fim, com $\rho = \lambda = 0$ e $\tau \neq 0$, tem-se o modelo SLX⁷.

Adicionalmente as informações sobre áreas contíguas concedidas, os modelos espaciais também geram coeficientes de correlações parciais entre variáveis. LeSage e Pace (2009) demonstram ser possível dividir estes coeficientes, apresentando-os na forma de efeitos direto,

⁶ A literatura relaciona outros procedimentos que facilitam a estimação de modelos espaciais. Entre os comumente empregados existem o clássico, o híbrido, o de Hendry (Florax *et al.*, 2003) e o completo (Almeida, 2012).

⁷ Caso os parâmetros espaciais da equação (3) sejam nulos, o modelo obtido seria o MQO convencional.

indireto e total. Para tanto, é preciso que a dependência espacial seja observável, como em modelos dos tipos SAR, SDM e SLX. Mostrando-se possível, a aplicação da técnica aumentará a qualidade das informações sobre a influência das cooperativas na produção agropecuária das regiões brasileiras.

3.3 Fonte e considerações sobre os dados

Os dados utilizados neste trabalho, têm como fonte o Censo Agropecuário Brasileiro de 2006, último ano em que um levantamento desta natureza foi realizado (IBGE, 2016). O período de referência deste Censo compreendeu 01 de janeiro a 31 de dezembro de 2006, tratando-se de uma fonte de dados *cross-section* (IBGE, 2012). É importante enfatizar que o modelo, discutido nas seções anteriores, não é estimado com dados em nível de fazenda, ou seja, com o uso de microdados.

Os resultados do Censo Agropecuário 2006 são divulgados em nível de unidades administrativas, os municípios, de modo a agregar os estabelecimentos agropecuários. Esta agregação é realizada a fim de preservar a identidade dos produtores rurais⁸. Por este motivo, os dados utilizados para a operacionalização da função lucro restrita tiveram como unidades básicas de análise do Censo Agropecuário os estabelecimentos agropecuários, agregados em municípios das macrorregiões brasileiras. Por "estabelecimento agropecuário", entende-se, de acordo com IBGE (2012, p.7):

“ [Estabelecimento agropecuário é toda] unidade de produção dedicada, total ou parcialmente, a atividades agropecuárias, florestais e aquícolas, subordinada a uma única administração: a do produtor ou a do administrador. Independente de seu tamanho, de sua forma jurídica ou de sua localização em área urbana ou rural, tendo como objetivo a produção para subsistência e/ou para venda, constituindo-se assim numa unidade recenseável.”

Considerando os 5.500 municípios que compõe as unidades de análise deste trabalho, tem-se que este é o número máximo de observações. De acordo com Helfand *et al.* (2015), a agregação dos dados leva a se assumir a homogeneidade entre cada uma das observações agregadas. Cada uma das 5.500 “fazendas representativas”⁹ refletem o comportamento médio de um grupo de estabelecimentos rurais em um determinado município. Estes 5.500 municípios englobavam 5.175.636 estabelecimentos agropecuários, segundo dados de IBGE (2012).

Para a estimação da função de produção, o valor bruto da produção em 2006 (*produção*), em reais, foi definido como a variável produto. No tocante aos fatores de produção, os mesmos foram definidos pelas seguintes variáveis: área produtiva (*terra*), compreendendo a soma, em hectares (ha), das áreas de lavoura, pecuária e agrossilvicultura, representando uma *proxy* do fator terra; valor total, em reais, dos bens dos estabelecimentos agropecuários (*capital*), como *proxy* para bens de capital; soma do número de unidades de trabalho (ut) familiar e contratada (*trabalho*)¹⁰, sendo uma *proxy* do fator trabalho; e a despesa realizada não remuneradora de

⁸ Conforme preconiza a legislação específica sobre os Censos no Brasil, para toda a operação são mantidas as características de obrigatoriedade e confidencialidade referidas às informações censitárias, que se destinam apenas para uso estatístico e não podem ser objeto de certidão nem prova jurídica (IBGE, 2012).

⁹ Pode-se consultar Nerlove; Bachman (1960), Barker; Stanton (1965) e Sharples (1969) para discussões sobre os desdobramentos do emprego de “fazendas representativas” em estudos sobre economia rural.

¹⁰ Conforme a metodologia do Censo Agropecuário 2006, a unidade de trabalho (ut) familiar foi obtida pela soma do número de pessoas, homens ou mulheres, com laços de parentesco com 14 anos ou mais de idade, inclusive a pessoa que dirige o estabelecimento, mais a metade do número de pessoas com laços de parentesco menores de 14 anos, mais o número de empregados em “outra condição” com 14 anos ou mais de idade, mais a metade do número de empregados em ‘outra condição’ com menos de 14 anos de idade. Já a unidade de trabalho contratado foi obtida

fator produtivo (*insumos*), referindo-se ao somatório dos gastos com corretivos do solo, adubos, agrotóxicos, medicamentos para animais, sementes e mudas, sal/ração, combustível e energia, representando uma *proxy* dos insumos.

A variável de interesse, associação a cooperativas, foi considerada por conta das evidências de que estas organizações seriam capazes de influir nas escolhas ótimas dos produtores rurais. Assim, tornou-se uma questão importante deste trabalho encontrar um modo de representar esta variável. Como o Censo Agropecuário de 2006 não foi acessado em nível de microdados, uma alternativa foi considerar o percentual de estabelecimentos agropecuários que respondeu “sim” à pergunta “É associado à cooperativa?”. Assim, esta variável foi representada pela divisão, em cada município, do número de respostas positivas a esta questão pela quantidade total de estabelecimentos existentes.

No Brasil, o cooperativismo possui, desde seu surgimento, uma forte inspiração nos princípios rochedaleanos¹¹. Por este motivo, desde a primeira legislação acerca das cooperativas até a “Lei do Cooperativismo” (Lei 5764/71), é possível notar a marcante inspiração em tais princípios, de acordo com Pinho (1992). Assim, por imposição legal, as cooperativas possuem livre entrada, salvo limitação técnica da mesma em receber mais membros. Igualmente, não há restrição à saída de cooperados. Porém, para que o produtor rural faça parte de uma cooperativa, é necessário que ele resida na região de atuação da mesma. Deste modo, a decisão de adesão a uma cooperativa por parte dos produtores rurais é complexa e envolve vários fatores, como a disponibilidade de cooperativas e de sociedades de capital que ofereçam serviços equivalentes, os preços praticados, além de aspectos culturais e históricos. Todos estes pontos influenciam o percentual de produtores rurais que optam por associarem-se a uma cooperativa.

Sabe-se da relevância em se considerar as diferenças regionais do Brasil na análise da função de produção para os municípios, pois, conforme Buainain *et al.* (2007), além das condições naturais, o território brasileiro é heterogêneo por outros fatores, como aqueles relativos à ocupação histórica. Tendo isto em mente, a regressão foi estimada considerando efeitos fixos em níveis regionais na tentativa de controlar essa heterogeneidade espacial. Para tanto, a variável de interesse foi interagida com *dummies* para cada macrorregião do país (*DN*, *DNE*, *DSE* e *DCO*), com a região Sul como categoria base), as quais assumiam valor 1 quando o município pertencia àquela unidade da federação e valor 0, caso contrário. Assim, estas foram as variáveis inseridas no modelo, a fim de representar o nível de associação a cooperativas nos municípios de cada macrorregião brasileira.

Salienta-se que todas as agregações, geração de dados e análises foram realizados utilizando-se os softwares *STATA*[®], *Geoda*[®], *GeodaSpace*[®] e *R*.

4. Resultados

4.1. Estatísticas descritivas

pela soma do número de homens e mulheres: empregados permanentes de 14 anos ou mais de idade, mais a metade do número de empregados permanentes com menos de 14 anos de idade, mais empregados parceiros de 14 anos ou mais de idade, mais a metade do número de empregados parceiros com menos de 14 anos de idade, mais o resultado da divisão do número de diárias pagas em 2006 por 260, e mais o resultado da divisão dos dias de empreitada por 260 (IBGE, 2012).

¹¹ Em 1966, por ocasião do Congresso da Aliança Cooperativa Internacional em Viena, a redação dos “Princípios” dos Pioneiros de Rochdale (primeira cooperativa, criada neste distrito inglês) ficou assim estabelecida: 1- Adesão livre; 2- Controle (ou gestão) democrático; 3- Distribuição das sobras: a) ao desenvolvimento da cooperativa; b) aos serviços comuns; c) aos cooperados, *pro rata* das operações; 4- Juros limitados ao capital; 5- Constituição de um fundo para educação e; 6- Cooperação entre cooperativas, em plano local, regional, nacional e internacional.

Considerando as variáveis descritas anteriormente, como sendo aquelas utilizadas na estimação do modelo econométrico empregado neste trabalho, tem-se na Tabela 2 as características gerais dos dados que as compõe. São apresentados os valores municipais para cada variável, ou seja, o valor médio da *produção* de R\$22.789.960,00 diz respeito à média do VBP agropecuária para os municípios brasileiros. Neste sentido, observa-se que, em média, há 2.160 unidades de *trabalho* equivalente nos municípios do país.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas (x 1.000)

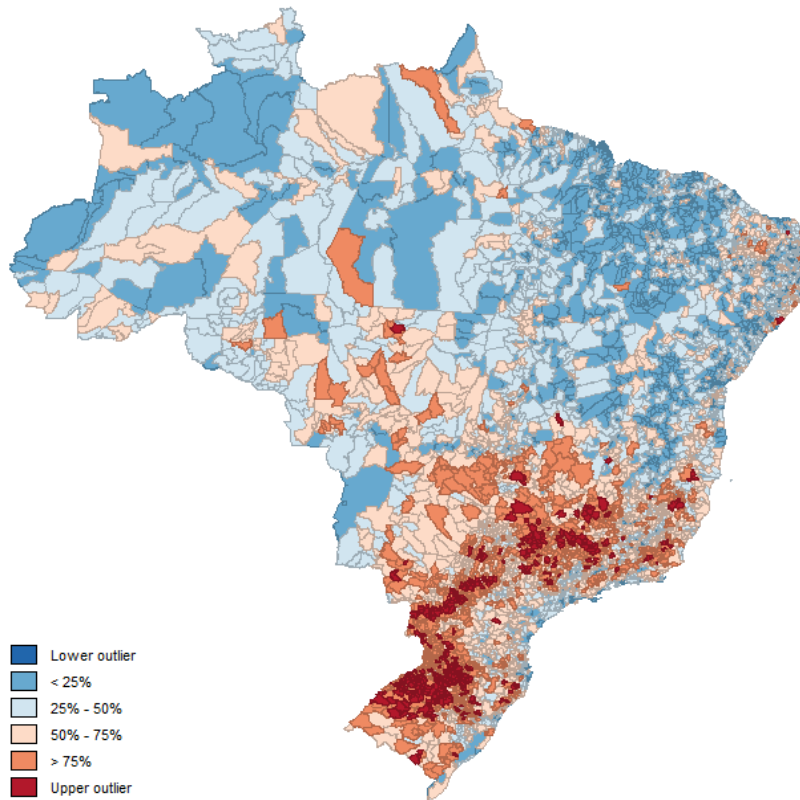
	<i>produção</i> (R\$)	<i>trabalho</i> (ut)	<i>terra</i> (ha)	<i>insumos</i> (R\$)	<i>capital</i> (R\$)
Média	22.789,96	2,16	55,58	8.530,78	179.826,51
Desvio Padrão	42.199,85	2,47	123,89	40.929,58	286.441,37
Mínimo	0,00	0,00	0,00	0,00	16,90
Máximo	878.000,00	32,31	4.986,19	1.300.000,00	3.650.000,00
Total	125.344.804,34	11.901,20	305.679,31	46.919.311,84	989.045.809,55

Fonte: Elaborada a partir de dados de IBGE (2016).

Ainda com relação à Tabela 2, os valores totais de cada variável dizem respeito ao somatório dos dados para todos os 5.500 municípios brasileiros considerados. Assim, o VPB (*produção*) da agropecuária brasileira foi de aproximadamente R\$125 bilhões, em 2006.

Com relação à variável de interesse, associação a cooperativas, já descrita na Tabela 1, é oportuno conhecer sua distribuição espacial pelo território brasileiro. Pela análise da Fonte: Elaborada a partir de dados de IBGE (2016).

Figura 2 observa-se que, na região Sul, tradicionalmente marcada pela proeminente presença de organizações cooperativas, há uma maior concentração destas organizações, com destaque para o noroeste do Rio Grande do Sul e oeste do Paraná, além do noroeste de Santa-Catarina, tratando-se de importantes regiões agropecuárias.



Fonte: Elaborada a partir de dados de IBGE (2016).

Figura 2 – Distribuição espacial da proporção de estabelecimentos agropecuários associados a cooperativas nos municípios Brasileiros, 2006

No Sudeste, que conta com uma média de 18% de estabelecimentos agropecuários associados a cooperativas, há uma concentração dos municípios com proporção de associados acima de 0,20 no triângulo mineiro, no sul do estado de Minas Gerais e no estado de São Paulo. O norte do estado do Rio de Janeiro, em menor grau, também possui municípios com elevada concentração de estabelecimentos cooperados. Os municípios das porções sul de Goiás e Mato Grosso do Sul também estão, em sua maioria, nos dois quantis superiores da proporção de estabelecimentos a cooperativas, sendo na região Centro-Oeste menos intensa a presença de municípios com as maiores taxas de associação a cooperativas. Já ao se observar os municípios das regiões Norte e Nordeste do país, fica claro que a maior parte destes pertencem aos três quantis inferiores de taxas de associação a cooperativas, sendo destacada a baixa adesão a estas organizações nos estabelecimentos dos municípios dos estados do Ceará, Maranhão e Piauí, além do Amazonas e Roraima.

4.2. Análise Espacial dos Dados

A Análise Exploratória de Dados Espaciais realizada sobre as variáveis dependente e de controle, conforme já estabelecido, foi dividida em duas partes: global e local. Em ambas as análises foi preciso determinar o tipo mais apropriado de matrizes de ponderações espaciais

(W). A escolha destas matrizes, para estes procedimentos, deu-se em função do procedimento de Baumont (2004)¹².

Na avaliação global, as matrizes eleitas foram as do tipo k vizinhos. A gradação das matrizes por variável encontra-se na Tabela 3, na qual também é possível observar os resultados do teste de Moran. Em geral, independentemente da variável analisada, os p -valores foram estatisticamente significativos a 1%, o que indica a existência de padrões espaciais nas variáveis selecionadas, em nível municipal, para o Brasil.

Tabela 3 – Estatística de I de Moran para as variáveis dependente e de controle

Matriz	Variável	Valor	Média	Desvio Padrão	Z	P-valor
k-4	<i>capital</i>	0,4115	0,0000	0,0090	45,9204	0,000***
k-7	<i>trabalho</i>	0,3190	0,0000	0,0068	46,6213	0,000***
k-2	<i>cooperativas</i>	0,7876	0,0000	0,0124	63,7351	0,000***
k-2	<i>terra</i>	0,4337	0,0000	0,0124	35,0992	0,000***
k-5	<i>produção</i>	0,2264	0,0000	0,0081	28,1154	0,000***
k-3	<i>insumos</i>	0,1282	0,0000	0,0103	12,5167	0,000***

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Descoberta a existência de autocorrelação espacial, os resultados também fornecem indícios para determinar a forma como estes padrões se manifestam. Os sinais dos coeficientes indicaram a presença da dependência espacial positiva, a qual configura a concentração geográfica por dois modos: no primeiro, municípios com valores elevados de *produção*, por exemplo, farão divisa com municípios que apresentem valores análogos; no segundo, por sua vez, municípios com baixos valores de *terra* serão contíguos a municípios com características semelhantes.

No que diz respeito a investigação local, a mesma foi feita por meio dos mapas LISA (*Local Indicator of Spatial Association*), operando matrizes do tipo $k-2$ vizinhos mais próximos. Neste caso, optou-se pela elaboração do mapa apenas para a variável de interesse (associação a cooperativas), Fonte: Elaborada pelos autores.

Figura 3, dada a limitação de espaço deste trabalho.

Pela análise da Fonte: Elaborada pelos autores.

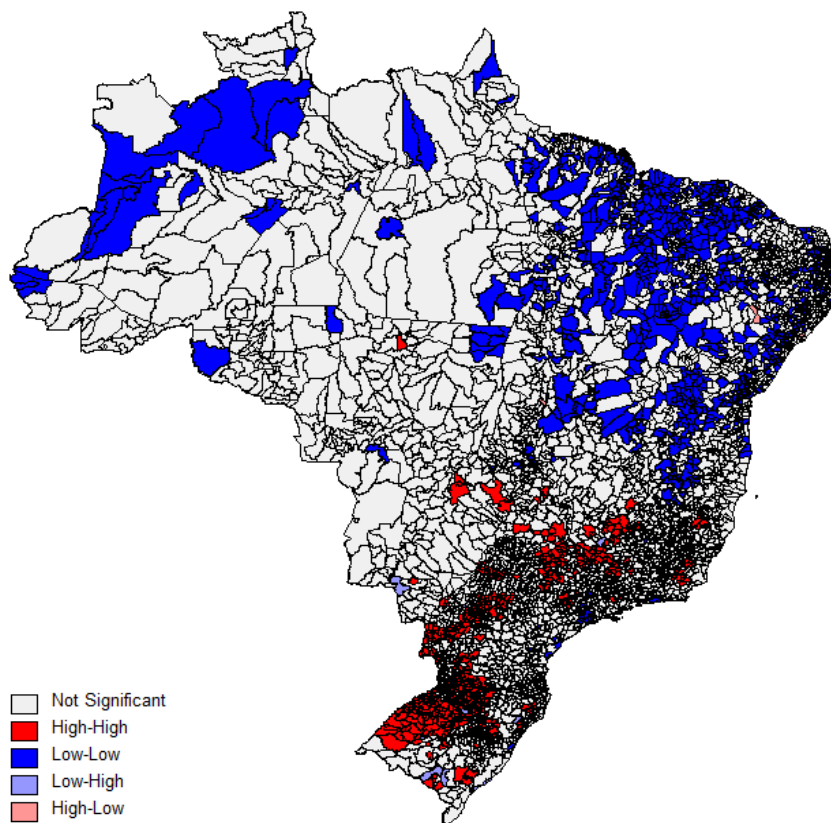
Figura 3, observa-se a existência majoritária de apenas dois tipos de *clusters*: alto-alto e baixo-baixo, além de vários municípios cujos indicadores de autocorrelação espacial local não são estatisticamente significativos.

Nos *clusters* alto-alto estão indicados municípios com altas taxas de associação a cooperativas (acima da média) vizinhas de municípios também com alto valor de associação a cooperativas. Este *cluster* concentra-se nas macrorregiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, historicamente marcadas pela existência de um maior número de estabelecimentos rurais associados a cooperativas. Cooperativas fortes e abrangentes, que atuam em seu município sede e também em municípios adjacentes são comuns na região Sul do país, primordialmente nos estados do Paraná e Santa Catarina, além das cooperativas receptoras de leite do Sudeste (NEVES; BRAGA, 2014). Soma-se a isto o importante papel de cooperativas de crédito no fornecimento de crédito rural para muitos produtores destas regiões.

¹² O procedimento consiste na realização de testes de autocorrelação espacial, como o I de Moran, sobre os resíduos do MQO. A opção pela matriz será feita com base no resultado de teste que apresentar a maior autocorrelação espacial estatisticamente significativa. Desta forma, o procedimento de Baumont (2004) impede a existência de vieses associados à forma como as matrizes espaciais são selecionadas.

Por outro lado, os *clusters* do tipo baixo-baixo estão alocados no Norte e no Nordeste, sendo nesta última região em maior quantidade, tratando-se ambas de regiões onde o cooperativismo ainda não é tão difundido como na região centro-sul do país. Este padrão mostra-se bastante similar ao estabelecido pela dispersão espacial da Fonte: Elaborada a partir de dados de IBGE (2016).

Figura 2.



Fonte: Elaborada pelos autores.

Figura 3 – Mapa de Cluster LISA para a variável de interesse (associação a cooperativas) no ano de 2006.

4.3. Efeito da associação a cooperativas

Prosseguindo com análise proposta na estratégia empírica, o modelo foi estimado, inicialmente, por MQO, com os resultados sendo reportados na Tabela 4¹³. De acordo com os resultados reportados na segunda coluna (modelo MQO), nota-se que todas as variáveis de controle foram estatisticamente significativas a 1%, incluindo as *dummies* que captam regionalmente a taxa de associação a cooperativas. Entretanto, a verificação dos testes de diagnóstico revelou traços de dependência espacial, o que vai de acordo com a AEDE realizada, da mesma forma que os resíduos também se apresentaram heterocedásticos e não normais. Assim, da maneira como foi estimado, o modelo MQO revelou-se mal especificado, o que impossibilita a interpretação de seus coeficientes.

¹³ Note que, para a estimação dos modelos econométricos, a variável de interesse (associação a cooperativas) foi interagida com *dummies* para cada macrorregião do país (*DN*, *DNE*, *DSE* e *DCO*, tendo a região Sul como base).

Tabela 4 – Estimativas do modelo sem e com controle espacial

Variável	MQO	SAR	Efeitos-SAR		
			Direto	Indireto	Total
Constante	0,4533*** (0,0380)	0,2074*** (0,0502)	-	-	-
<i>trabalho</i>	0,4102*** (0,0140)	0,4051*** (0,0139)	0,4054*** [32,4649]	0,0216*** [6,4091]	0,4270*** [31,4563]
<i>terra</i>	-0,2423*** (0,0144)	-0,2425*** (0,0143)	-0,2427*** [-17,3142]	-0,0130*** [-5,9487]	-0,2556*** [-16,9994]
<i>insumos</i>	0,4466*** (0,0126)	0,4281*** (0,0128)	0,4284*** [33,7585]	0,0229*** [6,5458]	0,4512*** [33,5825]
<i>capital</i>	0,4413*** (0,0136)	0,4439*** (0,0135)	0,4442*** [32,5619]	0,0237*** [6,4608]	0,4679*** [31,8584]
<i>DN</i>	-0,0446*** (0,0123)	-0,0506*** (0,0123)	-0,0507*** [-3,9638]	-0,0027*** [-3,2767]	-0,0534*** [-3,9568]
<i>DNE</i>	-0,0605*** (0,0073)	-0,0657*** (0,0073)	-0,0657*** [-9,1106]	-0,0035*** [-5,0006]	-0,0692*** [-9,0195]
<i>DSE</i>	0,0415*** (0,0099)	0,0336*** (0,0099)	0,0336*** [3,3574]	0,0018*** [3,1915]	0,0354*** [3,3700]
<i>DCO</i>	0,1716*** (0,0147)	0,1650*** (0,0147)	0,1651*** [11,5876]	0,0088*** [5,9655]	0,1739*** [11,6702]
ρ	-	-0,0231* (0,0964)	-	-	-
Estatísticas de Testes do Modelo					
R ²	0,8709	0,8711	-	-	-
SC	4.384,3800	-	-	-	-
Jarque-Bera	134.774,9440	-	-	-	-
p-valor	0,0000***	-	-	-	-
Koenker-Bassett	152,6676	-	-	-	-
p-valor	0,0000***	-	-	-	-
I de Moran	0,2359	-	-	-	-
p-valor	0,0000***	-	-	-	-
ML ρ	50,8475	447,3830	-	-	-
p-valor	0,0000***	0,0593*	-	-	-
ML λ	528,5852	-	-	-	-
p-valor	0,0000***	-	-	-	-
ML ρ^*	7,7715	-	-	-	-
p-valor	0,0053***	-	-	-	-
ML λ^*	485,5092	-	-	-	-
p-valor	0,0000***	-	-	-	-
Matriz	$k-3$	$k-3$	-	-	-

Fonte: Elaborado pelos autores.

Obs: Desvio Padrão entre parênteses e estatística Z entre colchetes.

Nota: * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Visando expandir as referências acerca do tipo de autocorrelação espacial, foram apurados testes do Multiplicador de Lagrange para a defasagem (ML_{ρ}) e para o erro autoregressivo (ML_{λ}), assim como suas versões robustas. Todos estes testes apresentaram-se diferentes de zero estatisticamente, o que sugere, preliminarmente, que o modelo espacial de interesse possa ser dos tipos SAR, SEM, SDM ou SDEM.

Na busca pela obtenção do mais adequado dentre os modelos sugeridos, optou-se pela aplicação do critério de Stakhovych e Bijmolt (2009). Este critério baseia-se na comparação entre as estatísticas de Akaike fornecidas pelos diferentes modelos estimados, que utilizam

matrizes de defasagem espaciais distintas. A escolha comporta o modelo que apresentar o menor valor de *Akaike* e que, ao mesmo tempo, seja capaz de eliminar o problema da dependência espacial.

Observando a Tabela 4, se nota que foi feita a opção pelo modelo SAR. Este, estimado por máxima verossimilhança¹⁴, foi capaz de controlar a dependência espacial a 5% de significância, como pode ser visto pelo teste ML_p . A estimação do modelo SAR também contou com correções para a heterocedasticidade, por meio da matriz de variância e covariância robusta de White.

Para as demais variáveis, nota-se que os sinais dos coeficientes foram positivos para todas, excetuando *terra*, sendo o efeito positivo dos fatores produtivos similar na *produção*. Nota-se, ainda, que os resultados dos coeficientes das *dummies* NO, NE e CO seriam subestimados, enquanto o da *dummy* SE seria superestimado, caso o modelo utilizado para reportar os resultados fosse o de MQO.

Deve-se salientar que uma das vantagens de utilizar a forma funcional Cobb-Douglas é a possibilidade de identificar os retornos à escala da função de produção por meio da soma direta das elasticidades dos fatores produtivos (CHAMBERS, 1988). Nesse sentido, observou-se que, para a função estimada para o Brasil, a soma das elasticidades foi de 1.04, ou seja, o retorno da tecnologia utilizada aproxima-se dos retornos constantes à escala (Tabela 4). Tal resultado vai de encontro ao estimado por Alves *et al.* (2012), os quais, com base nos microdados do Censo Agropecuário 2006, identificaram um retorno à escala próximo a unidade (0.924), bem como Helfand *et al.* (2015), que, utilizando dados do Censo Agropecuário 2006, agregados por grupos de área, obtiveram retorno à escala de 1,02¹⁵.

4.3.1. Efeitos nas regiões Sudeste, Centro-Oeste e Sul

Os efeitos particionados das *dummies* estão dispostos nas três últimas colunas da Tabela 4, sendo todos estes efeitos estatisticamente significativos para todas as variáveis. De maneira geral, tem-se que o fato do indivíduo, independentemente de sua forma jurídica, associar-se a cooperativas influenciou, positivamente, tanto de maneira direta o crescimento da produção agrícola em seu município, como indiretamente na produção agrícola dos municípios contíguos, nas regiões Centro-Oeste e Sudeste, na comparação com as demais regiões do país.

Assim, um aumento de 10% na taxa de associação a cooperativas, *cæteris paribus*, elevaria em 1,65% o VBP dos municípios do Centro-Oeste, havendo ainda um efeito nos municípios vizinhos da ordem de 0,09%, o que culminaria em um efeito total na elevação em torno de 1,74% do VBP. Por sua vez, a categoria base, Sul, teria em seus municípios um aumento médio do VBP, *cæteris paribus*, da ordem de 0,8%. Com base nos valores da Tabela 1 e da Tabela 2, é possível afirmar que 10% de elevação no contingente de associados a cooperativas impactaria positivamente em R\$ 805 milhões, ou 0,83%, do VBP das três regiões.

¹⁴ A princípio, o modelo SAR também foi estimado por GMM, buscando o controle para potenciais endogeneidades. Entretanto, o resultado obtido não eliminou o problema da autocorrelação espacial, o que implicou na impossibilidade de trabalhar com os resultados deste tipo estimação.

¹⁵ No entanto, diferentemente deste trabalho, Alves *et al.* (2012) utilizam três fatores produtivos para representar a fronteira de produção do Brasil, quais sejam: gastos com trabalho, gastos com terra e gastos com insumos tecnológicos. Já Helfand *et al.* (2015) utilizaram terra, trabalho familiar, insumos intermediários comprados e estoque de capital (composto por máquinas, animais e árvores). Sendo assim, a pequena diferença encontrada para os retornos aos fatores produtivos pode ter sido devido às diferenças nas especificações da fronteira estocástica em cada pesquisa.

Na busca por elucidações acerca dos resultados, salienta-se que o sistema cooperativo possui notória relevância junto aos produtores de soja, majoritariamente no Centro-oeste e Sul do país. Neste sentido, segundo Zanon e Saes (2010), significativa parcela da produção dos sojicultores é entregue a cooperativas. Considerando, segundo os autores, que as menores propriedades produtoras de soja se concentram na região Sul do país, depreende-se a importância da participação dos produtores de soja nas cooperativas da região. De forma semelhante à sojicultura, também a produção de milho tem nas cooperativas importante canal de comercialização. No Sul e Centro-Oeste do país, principalmente, onde estão localizadas algumas das maiores cooperativas agropecuárias do país, em sua maioria, tem-se o milho e a soja, além do trigo, no Rio Grande do Sul, como principais produtos cultivados por seus associados.

Quanto à pecuária, tem-se que importantes cooperativas no Sul e Sudeste realizam a recepção e processamento de leite e carne, esta última principalmente de frango e suínos. No que diz respeito à produção de leite, o Brasil, um dos maiores produtores mundiais, de acordo com Chaddad (2007), até 40% de todo o leite captado era entregue a cooperativas.

Produtores que realizam cultivos de cana-de-açúcar em São Paulo e café em Minas Gerais e Espírito Santo também estão entre aqueles que mais buscam cooperativas tendo em vista a obtenção de insumos e o escoamento de sua produção. De acordo com Oñate e Lima (2012), os produtores independentes são responsáveis por algo em torno de 30% da produção de cana-de-açúcar de São Paulo, fato que não diminui a relevância das cooperativas junto aos produtores independentes, já que ainda segundo Oñate e Lima (2012), também as cooperativas de crédito respondem por importante fonte de financiamento para os produtores de cana-de-açúcar.

Além das questões meramente produtivas, os dados apontam para um elevado capital social existente primordialmente na Região Sul. Este capital pode ser compreendido, como define Putnam (1995), como uma coligação de elementos, quais sejam, confiança, reciprocidade, coesão social, civismo e projetos conjuntos que promovem a cooperação com vistas ao benefício mútuo de toda a sociedade.

4.3.2. Efeitos nas regiões Norte e Nordeste

O efeito contrário às regiões Sudeste e Centro-Oeste pode ser constatado nas regiões Norte e Nordeste. Nestas regiões, a associação de 1% de estabelecimentos a cooperativas nos próprios municípios acomete, diretamente, o valor da produção agrícola total com uma queda de 0,0507% na primeira região e 0,0657% na segunda região, *ceteris paribus*. Concomitantemente, afeta indiretamente os municípios vizinhos gerando uma queda de 0,0027% no Norte e 0,0035% no Nordeste Assim, uma elevação de 10% de associados nestas regiões diminuiria em R\$ 188 milhões, ou 0,65%, o VBP.

Os efeitos negativos do cooperativismo no Norte e Nordeste brasileiros, quando comparados às demais regiões, podem ser em muito explicados pelas experiências de implantação de organizações mutualísticas nestas regiões.

Historicamente, contrastes profundos marcaram o cooperativismo nordestino, com empreendimentos cooperativos sendo criados por grupos de poder locais – latifundiários – visando ocupar cargos diretivos e exercer influência perante os pequenos produtores, ampla maioria dos cooperados (RIOS, 1973).

Ademais, tanto Norte quanto Nordeste ressentem-se da ausência de políticas efetivas de desenvolvimento, o que se reflete na dificuldade de muitas cooperativas em acessar recursos e

estrutura que as possibilitem aprimorar práticas de gestão e produção. Aliam-se a isso a falta de planejamento e de capacidade de investimento e acaba-se por se defrontar com cooperativas com baixo nível de competitividade e capitalização, principalmente as de menor porte (SILVA *et al.*, 2003).

Entretanto, a busca pela revitalização do cooperativismo nestas regiões encontra-se em curso, num esforço que envolve universidades, entidades de representação e órgãos públicos e privados na construção de canais para a discussão do modelo mais adequado as realidades locais, e foco na sustentabilidade econômica e social, passando pela ênfase na capacitação dos quadros de associados e diretivos das cooperativas e associações (SILVA *et al.*, 2003).

Especificamente quanto à região Nordeste do país, é importante salientar que, apesar dos resultados negativos, esta é dotada de uma riqueza associativa que suplanta a forma jurídica, sendo a cooperação realizada por meio de associações formais e informais, de natureza mutualística solidária que, por vezes, não entram nas estatísticas oficiais, não sendo, por este motivo, menos importantes. O apoio a estas organizações pode permitir o desenvolvimento das capacidades financeira e de gestão, necessárias para que façam ainda mais a diferença na produção e na qualidade de vida de seus integrantes.

5. Considerações Finais

O apoio a ações que visem divulgar e fortalecer o cooperativismo nacional deve basear-se em estudos que mensurem seu real impacto junto aos associados e à economia regional e nacional. Neste sentido, é importante que hajam medidas mais precisas do retorno da associação a cooperativas, buscando indicações que possam melhor esclarecer se, de fato, a associação a cooperativas tem a capacidade de elevar o rendimento econômico do estabelecimento agropecuário.

Assim, a metodologia proposta neste trabalho permitiu lançar luz sobre um tema ainda pouco explorado na literatura nacional: a influência das cooperativas na produção agropecuária das regiões brasileiras. Utilizando-se de um modelo parcimonioso e contando com correções espaciais constatou-se que o fato de estar associado a cooperativas foi fator positivo à produção dos agricultores das regiões Sudeste e Centro-Oeste. Por sua vez, pertencer a cooperativas no Norte e Nordeste casou impacto negativo na produção dos agricultores, quando comparados àqueles das demais regiões.

Os resultados evidenciam que a difusão do modelo cooperativista pelo país não pode despontar como prova suficiente de sua viabilidade enquanto organização e de sua influência positiva junto às comunidades nas quais se insere. Experiências mais malsucedidas e crises vivenciadas pelas cooperativas ao longo dos últimos anos, além do impacto pouco efetivo destas em regiões onde a tradição dos precursores do movimento não é tão difundida, demonstram ainda haver um longo caminho para que o Brasil tenha taxas de cooperados no meio rural tão elevadas quanto as de diversos países do mundo, e condizentes com os propagados benefícios que estas organizações podem gerar.

Tais estimativas são úteis para o governo, já que medem o desempenho das cooperativas como uma fonte alternativa de crescimento e desenvolvimento econômico nas comunidades e na oferta de bens e serviços. Além disso, os órgãos de representação do setor cooperativista podem utilizar-se dos resultados de estudos desta natureza para demonstrar a importância da participação das cooperativas na economia e, assim, justificar o apoio político a investimentos no desenvolvimento destas sociedades de pessoas.

Referências

- ALMEIDA, E. S. **Econometria Espacial Aplicada**. Campinas, SP: Editora Alínea, 2012.
- ALVES, E.; SOUZA, G. D. S.; ROCHA, D. D. P. Lucratividade da agricultura. **Revista de Política Agrícola**, v. 21, n. 2, p. 45-63, 2012.
- BARKER, R.; STANTON, B.F. Estimation and aggregation of firm supply functions. **Journal of Farm Economics**, v. 47, n. 3, p. 701-712, 1965.
- BAUMOL, W. J. **Economic theory and operations analysis**. London: Prentice-Hall, 1977.
- BAUMONT, C. **Spatial Effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?** Mimeo., Université de Bourgogne, 2004.
- BELIK, W. A Heterogeneidade e suas Implicações para as Políticas Públicas no Rural Brasileiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 53, n. 1, p. 9-30, 2015.
- BIALOSKORSKI NETO, S. Agribusiness Cooperativo. In. ZYLBERSZTAJN, D.; NEVES, M.F. (Org.). **Economia e gestão dos negócios agroalimentares: indústria de alimentos, indústria de insumos, produção agropecuária, distribuição**. São Paulo: Pioneira, p. 235-253, 2000.
- BIALOSKORSKI NETO, S. Cooperativas agropecuárias do Estado de São Paulo: uma análise da evolução na década de 90. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 35, p. 1-11, 2005.
- BONUS, H. The cooperative association as a business enterprise: a study in the economics of transactions. **Journal of Institutional and Theoretical Economics (JITE)/Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft**, v. 142, n.2, p. 310-339, 1986.
- BUAINAIN, A. M.; GONZÁLEZ, M. G.; SOUZA FILHO, H. M. F.; VIEIRA, A. C. P. **Alternativas de financiamento agropecuário: experiências no Brasil e na América Latina**. Brasília: Instituto Interamericano de Cooperação Agrícola, 2007.
- CASTRO, L. S.; ALMEIDA, E. S. ; LIMA, J. E. A convergência espacial da produtividade de soja no Brasil: o caso das regiões Centro-Oeste e Sul. **Revista Espacios**, v. 36, p. 1-20, 2015.
- CASTRO, N. Custos de transporte e produção agropecuária no Brasil, 1970-1996. **Agricultura em São Paulo**, v. 49, n. 2, p. 87-109, 2002.
- CAZZUFFI, C. Small scale farmers in the market and the role of processing and marketing cooperatives: A case study of Italian dairy farmers. 2013. **Tese (Doutorado em Economia)**. University of Sussex, 2013.
- CHADDAD, F.R. Cooperativas no agronegócio do leite: mudanças organizacionais e estratégicas em resposta à globalização. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v. 9, n. 1, p. 69-78, 2007.

CHAMBERS, R. G. **Applied Production Analysis: a dual approach**. Cambridge University Press, 1988.

COBB, C.W.; DOUGLAS, P.H. A theory of production. **The American Economic Review**, v. 18, n. 1, p. 139-165, 1928.

COELLI, T. J., RAO, D. S. P., BATTESE, G. E. **An introduction to efficiency and productivity analysis**. Kluwer Academic Publishers, 1998.

CURI, W. F. Eficiência e fontes de crescimento da agricultura mineira na dinâmica de ajustamento da economia brasileira. Viçosa, 1997. **Tese** (Doutorado em Economia Rural). Universidade Federal de Viçosa, 1997.

DUARTE, L.M.G. **Capitalismo e Cooperativismo no RGS: o cooperativismo empresarial e a expansão do capitalismo no setor rural do Rio Grande do Sul**. Porto Alegre, L&PM/ANPOCS, 1986.

FGV – FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS; IBRE – INSTITUTO BRASILEIRO DE ECONOMIA. **Quem produz o que no campo: quanto e onde II**. Censo agropecuário 2006. Resultados: Brasil e regiões. Brasília: CNA, 2010.

FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H.; REY, S. J. **Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology**, *Regional Science and Urban Economics*, vol. 33, n.5, p. 557-79, 2003.

FOLSOM, J. **Measuring the Economic Impact of Cooperatives in Minnesota**. RBS Research Report 200, Washington, DC, United States Department of Agriculture, Rural Business-Cooperative Service, December 2003.

HANSMANN, H. Ownership of the Firm. **Journal of Law, Economics, and Organization**, v. 4, n. 2, p. 267-304, 1988.

HANSMANN, H. **The Ownership of Enterprise**, Cambridge: The Belknap Press of Harvard University Press, 1996.

HELFAND, S.; PEREIRA, M.; SOARES, W. Pequenos e médios produtores na agricultura brasileira: situação atual e perspectivas. **O mundo rural no Brasil do século XXI: a formação de um novo padrão agrário e agrícola**. Brasília/Campinas: Embrapa/Instituto de Economia da Unicamp, 2014.

HELFAND, S.M.; BRUNSTEIN, L.F. The changing structure of the Brazilian agricultural sector and the limitations of the 1995/96 agricultural census. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 39, n. 3, p. 179-203, 2001.

HELFAND, S.M.; MAGALHÃES, M.M.; RADA, N.E. Brazil's Agricultural Total Factor Productivity Growth by Farm Size. *In. Annals of 2011 AAEA Annual Meeting*, San Francisco, CA, July 26-28. Agricultural & Applied Economics Association, 2015.

HUMPHREY, T.M. **Algebraic production functions and their uses before Cobb-Douglas.** *Economic Quarterly* - Federal Reserve Bank of Richmond, 83(1), 51-83, 1997.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA **Censo Agropecuário 2006: Brasil, grandes regiões e unidades da Federação (Segunda Apuração).** Rio de Janeiro: MPOG, 2012.

IBGE. SIDRA. **Sistema IBGE de Recuperação Automática.** Brasília, 2016. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 12 dez. 2016.

JARDINE, S.L.; LIN, C.Y.C.; SANCHIRICO, J.N. Measuring Benefits from a Marketing Cooperative in the Copper River Fishery. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 96, n. 4, p. 1084-1101, 2014.

KAGEYAMA, A.A.; BERGAMASCO, S.M.P.P.; OLIVEIRA, J.T.A. Uma tipologia dos estabelecimentos agropecuários do Brasil a partir do censo de 2006. **Revista de economia e sociologia rural**, v. 51, n. 1, p. 105-122, 2013.

LESAGE, J.; PACE, R. K. **Introduction to Spatial Econometrics**, CRC Press, 2009.

McNAMARA, K.T.; FULTON, J.; HINE, S. The Economic impacts associated with locally owned agricultural cooperatives: a comparison of the Great Plains and the Eastern Cornbelt. *In. Annals of 2001 Annual Meeting*, Las Vegas, Nevada. NCERA-194 Research on Cooperatives, 2001.

NAMORADO, R. **O essencial sobre cooperativas.** Lisboa: Leya, 2013.

NERLOVE, M.; BACHMAN, K.L. The analysis of changes in agricultural supply: problems and approaches. **Journal of Farm Economics**, v. 42, n. 3, p. 531-554, 1960.

NEVES, M.C.R.; BRAGA, M.J. Eficiência Financeira e Operacional em Cooperativas Participantes do Programa de Capitalização de Cooperativas Agropecuárias (Procap-Agro). **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v. 17, n. 3, 2015.

OCB - Organização das Cooperativas Brasileiras. **Cooperativismo Agropecuário Cooperativismo Agropecuário: Camara Temática de Insumos Agropecuários** - 2013. Disponível em: <http://www.agricultura.gov.br/arq_editor/file/camaras_tematicas/Insumos_agropecuarios/7RO/app_ocb>. Acesso em: 12 dez. 2016.

OCB - Organização das Cooperativas Brasileiras. **Panorama do cooperativismo brasileiro – 2011.** Relatório da gerência de monitoramento. Brasília, 2012. Disponível em: <www.ocb.org.br/gerenciador/ba/arquivos/panorama_do_cooperativismo_brasileiro_2011.pdf>. Acesso em: 10 out. 2016.

OCB - Organização das Cooperativas Brasileiras. **Relatório OCB 2014: o que nos torna cooperativistas.** Disponível em: <http://www.brasilcooperativo.coop.br/arquivos/publica/relatorio_OCB_2014_web.zip>. Acesso em: 30 set. 2016.

OÑATE, C.A.; LIMA, R.A.S. Importância das cooperativas de crédito para fornecedores de

cana-de-açúcar: um estudo de caso. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 50, n. 2, p. 301-318, 2012.

PINHO, D.B. Lineamento da legislação cooperativa brasileira, **Manual de Cooperativismo**, v. 3. São Paulo, CNPq, 1996.

PINHO, D.B. O Pensamento cooperativo e o cooperativismo brasileiro. **Manual de Cooperativismo**, v. 1. São Paulo: CNPq, 1992.

PRESNO, N.B. As cooperativas e os desafios da competitividade. **Estudos, Sociedade e Agricultura**, n. 17, p. 119-144, 2001.

PUTNAM R.D. Bowling alone: America's declining social capital. **Journal of Democracy**, v.6, n. 1, p. 65-78, 1995.

HAYAMI, Y.; RUTTAN, V. W. **Agricultural Development: an international perspective**. Baltimore: The Johns Hopkins Press, 1971.

RIOS, G. S. L. Pré-cooperativismo: etapa queimada. *In*: UWE, J. (org.). **A problemática cooperativista no desenvolvimento econômico**. São Paulo: Fundação Friedrich Naumann: 315-347, 1973

RODRIGO, M.F. Do cooperatives help the poor? Evidence from Ethiopia. *In*. **Annals of Agricultural and Applied Economics Association's (AAEA) annual meeting**, Seattle, Washington. 2012.

SEXTON, R.J. Cooperatives and the forces shaping agricultural marketing. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 68, n. 5, p. 1167-1172, 1986.

SEXTON, R.J.; ISKOW, J. **Factors Critical to the Success or Failure of Emerging Agricultural Cooperatives** (Vol. 88, No. 3). Davis: Division of Agriculture and Natural Resources, University of California, 1988.

SHARPLES, J.A. The representative farm approach to estimation of supply response. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 51, n. 2, p. 353-361, 1969.

SILVA, E.S.; SALOMÃO, I.L.; McINTYRE, J.P.; GUERREIRO, J.; PIRES, M.L.L.S.; ALBUQUERQUE, P.P.; BERGONSI, S.; VAZ, S.C. Panorama do cooperativismo brasileiro: história, cenários e tendências. **Revista uniRcoop**, v. 1, n. 2, p. 75-102, 2003.

STAATZ, J.M. Farmers' incentives to take collective action via cooperatives: A transaction-cost approach. *In*. ROYER, J.S. (Ed.), **Cooperative Theory: New Approaches**. (p. 87-107) (Agricultural Cooperative Service Report 18). Washington, DC: U.S. Department of Agriculture, 1987.

STAKHOVYCH, S.; BIJMOLT, T. H. A. **Specification of spatial models: A simulation study on weights matrices**. **Papers in Regional Science**, v.88, n.2, 2009.



*I Congress Latin American and Caribbean Regional Science Association International
XV Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*

de 11 a 13 de outubro de 2017 - FEA/USP - São Paulo, SP - Brasil

UZZA, N.; DUGUID, F. Challenges in Conducting a Study on the Economic Impact of Cooperatives. *In*. BOUCHARD, M.J.; ROUSSELIÈRE, D. (eds). **The Weight of the Social Economy: An International Perspective**, Vol. 6. Brussels: P.I.E. Peter Lang, p. 251-276, 2015.

VALENTINOV, V. Why are cooperatives important in agriculture? An organizational economics perspective. **Journal of Institutional Economics**, v. 3, n. 01, p. 55-69, 2007.

ZANON, R.S.; SAES, M.S.M. Soybean production in Brazil: main determinants of property sizes. *In*. **Proceedings of the 4th International European Forum on System Dynamics and Innovation in Food Networks**. University of Bonn, Germany, pp. 292–306, 2010.

ZEULI, K., LAWLESS, G., DELLER, S., CROPP, R., HUGHES W. **Measuring the Economic Impact of Cooperatives: Results from Wisconsin**, United States Department of Agriculture, Rural Business-Cooperative Service, RBS Research Report 196, August 2003.

ZEULI, K.; DELLER, S. Measuring the local economic impact of cooperatives. **Journal of Rural Cooperation**, v. 35, n. 1, p. 1-17, 2007.

ZEULI, K.; RADEL, J. Cooperatives as a community development strategy: Linking theory and practice. **The Journal of Regional Analysis & Policy**, v. 35, n. 1, p. 43-54, 2005.