**ANÁLISES QUASE-EXPERIMENTAIS SOBRE O IMPACTO DAS COOPERATIVAS DE CRÉDITO RURAL SOLIDÁRIO NO PIB MUNICIPAL DA AGROPECUÁRIA**

Amanda Massaneira de Souza Schuntzemberger[[1]](#footnote-1)

Elidecir Rodrigues Jacques1

Flávio de Oliveira Gonçalves[[2]](#footnote-2)

Armando Vaz Sampaio2

**Resumo:** No meio rural brasileiro muitos municípios ainda não possuem agências bancárias e as cooperativas de crédito rural surgem como instituições alternativas no fornecimento de crédito, distinguindo-se dos bancos por sua importância para o desenvolvimento local. Este artigo busca medir o impacto da criação de cooperativas de crédito rural solidário nos municípios brasileiros sobre o PIB *per capita* agropecuário (valor adicionado da agropecuária) usando dois métodos quase-experimentais para dar robustez às conclusões sobre o impacto. O impacto médio da presença de cooperativas de crédito rural solidário sobre o PIB *per capita* da agropecuária em 2010, por Diferenças-em-Diferenças com pareamento por escore de propensão, foi de R$1.835,55, significativo a 1%. O choque exógeno provocado pela implantação da Resolução 3.442/2007 do CMN justifica o período de análise (2006 a 2009). Regressões por MQO ponderadas pelos escores de propensão considerando uma função de produção clássica evidenciaram que o PIB *per capita* da agropecuária foi maior para os municípios tratados. Esses resultados evidenciam a importância de criar cooperativas de crédito rural solidário para as áreas rurais dos municípios brasileiros, principalmente naqueles que ainda não possuem, uma vez que o papel dessas cooperativas vem sendo desempenhado de forma a contribuir para o crescimento local.

**Palavras-chaves:** cooperativas, crédito rural, crescimento econômico, escore de propensão

**Abstract:** At rural areas many municipalities still do not having banking agencies and rural credit unions emerge as alternative institutions in providing credit, with distinct characteristics of banks, given their importance for local development. This study aimed to measure the impact of the creation of supportive rural credit unions in Brazilian municipalities on *per capita* agricultural GDP (value added of agriculture) using two quasi- experimental methods to provide robustness to the findings on the impact. The average impact of the presence of supportive rural credit unions on *per capita* agricultural GDP in 2010, using Difference -in- differences with matching by propensity score, was R$ 1.835,55, significant at 1%. The exogenous shock caused by the implementation of Resolution 3.442/2007 from CNM justifies the period of analysis corresponding to the years 2006-2010. OLS regressions weighted by propensity scores, considering a classical production function, evidence that the *per capita* agricultural GDP was higher for municipalities in treatment group. These results show the importance of creating supportive rural credit unions in rural areas of Brazilian municipalities, especially in those who do not have yet, since the role of these credit unions is being played in order to contribute to the local growth.

**Key-words:** cooperatives, rural credit, economic growth, propensity score

**Área ANPEC:** Área 12 - Economia Social e Demografia Econômica

**Classificação JEL:** C14, O18, Q14

**1. INTRODUÇÃO**

Para as populações rurais, principalmente as de baixa renda, o crédito é um meio do qual dispõem as famílias na obtenção do que necessitam para produzir. A função estratégica do crédito relaciona-se a sua capacidade de contribuir com a viabilidade, sustentabilidade e expansão das atividades econômicas. Entretanto, esse papel estratégico pode ser exercido somente quando há disponibilidade de crédito, o que requer considerar a sua acessibilidade por diferentes agentes econômicos. Dessa forma, o crédito ágil, oportuno e compatível com as necessidades de seus tomadores é um importante instrumento para o desenvolvimento econômico e social, pois gera oportunidades de crescimento, ocupação e renda (ABRAMOVAY, 2004; MACIEL e KAHN, 2009).

Este trabalho tem por objetivo avaliar os impactos das cooperativas sobre o desenvolvimento local, por meio da medida do impacto médio da criação de uma cooperativa de crédito rural solidário no Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* – valor adicionado – da agropecuária dos municípios brasileiros. Segundo Silva (2011), a maioria dos estudos foca no crédito bancário e não no crédito advindo do cooperativismo e, também, não considera em suas análises apenas o crédito rural. A contribuição deste trabalho é utilizar-se de análises quase-experimentais, que permitem avaliar a causalidade estrita entre cooperativas de crédito rural solidárias e desenvolvimento local.

Atualmente a maioria das redes financeiras ainda não prioriza as regiões periféricas, principalmente as regiões rurais e os agricultores familiares (CAZELLA e BÚRIGO, 2009), perpetuando-se as limitações no acesso ao crédito, principalmente para indivíduos menos favorecidos. Porém, em se tratando de populações rurais, principalmente de agricultores familiares, o crédito rural é uma das modalidades de crédito mais importantes. No entanto, conforme Meyer e Buchenau (2003), este possui algumas particularidades que dificultam mais ainda sua implementação, como os altos custos de transação tanto para instituições e clientes, devido à dispersão espacial dos clientes; montante relativamente baixo das transações; vias de acesso e comunicação prejudicadas; maior risco covariante devido aos riscos climáticos, pragas, variação dos preços agrícolas e sazonalidade; e maior necessidade de ajustar o consumo ao longo do tempo, já que a renda é variável e sazonal.

De acordo com o Banco Central do Brasil (BCB, 2011), em 2010, 38% dos municípios brasileiros eram desprovidos de agência bancária, o que deixa uma parcela da população carente de crédito, ou pelo menos com seu acesso dificultado. Uma forma alternativa que pode suprir essa carência é a instituição de cooperativas de crédito. Essas, sendo autorizadas pelo BCB como instituições financeiras, são apontadas como instrumentos de referência na operacionalização do crédito a populações de baixa renda, especialmente no meio rural (BITTENCOURT e ABRAMOVAY, 2003; BÚRIGO, 2003; CAZELLA e BÚRIGO, 2009).

Nesse sentido, para Freitas et al. (2010), as cooperativas de crédito rural solidárias são instituições financeiras capazes de atingir um público a que os bancos e até mesmo as cooperativas tradicionais muito dificilmente abrem as portas ou não têm propensão para atenderem, uma vez que possuem caráter localizado e tamanho limitado para reduzir custos operacionais. A limitação de tamanho das cooperativas de crédito rural solidário não está associada apenas a sua estrutura operacional e física, mas também, e sobretudo, a sua estrutura de governança, sinalizando como estratégia a expansão das cooperativas através de postos de atendimento que operam sob delimitações geográficas e sociais. Isso permite, em princípio, que as redes sociais que a constituem abram o caminho para uma significativa redução dos custos de transação e para a elaboração de mecanismos de controle social. Assim, acabam sendo economicamente mais viáveis que os bancos, quando se trata de atingir o público de baixa renda (BITTENCOURT e ABRAMOVAY, 2003).

Os impactos da implantação de uma cooperativa de crédito rural solidário no Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* da agropecuária dos municípios brasileiros do ano de 2010 são mensurados por Diferenças-em-Diferenças com pareamento por escore de propensão e pelo método dos Mínimos Quadrados Ponderados (MQP) pelo escore de propensão, os quais são conhecidos como métodos de dupla robustez. Para tanto, um grupo tratamento e dois grupos controles são identificados. No grupo “Tratamento” são agrupados os municípios que não possuíam cooperativa de crédito rural solidário em 2006 e 2007 e que passaram a ter em 2008 ou 2009. O grupo “Controle 1” é formado por municípios que não possuíam cooperativas de crédito rural solidário no período de 2006 a 2009, enquanto que o grupo “Controle 2” é composto por municípios que possuíam uma cooperativa de crédito rural solidário ao longo de todo esse período. A escolha do período de análise (2006 a 2009) se deve ao choque exógeno da implantação da Resolução 3.442/2007 do Conselho Monetário Nacional (CMN) que enrijeceu a fiscalização e o controle das cooperativas de crédito.

Verifica-se uma relação causal positiva pelo método de diferenças-em-diferenças ponderadas pelos escores de propensão, indicando um impacto médio da presença de cooperativas de crédito rural sobre o PIB *per capita* municipal da agropecuária de R$1.835,55, significativo a 1%, comparando os municípios que criaram cooperativa em 2008 ou 2009 com aqueles que não possuíam cooperativa ao longo de todo período entre 2006 e 2009. Coeficientes positivos para a variável de tratamento também foram verificados nas regressões por MQO ponderadas pelos escores de propensão. Diante destes resultados, é inegável a importância das cooperativas de crédito rural solidário para as áreas rurais dos municípios brasileiros, pois as mesmas contribuem para o crescimento local.

Além desta introdução, o artigo está dividido em mais quatro seções. Na seção 2 é apresentado o referencial teórico sobre a importância do crédito para o desenvolvimento econômico e sobre o cooperativismo de crédito no Brasil. A seção 3 apresenta a estratégia empírica adotada para avaliar o impacto da criação de cooperativas de crédito rural solidário no PIB *per capita* da agropecuária dos municípios brasileiros enquanto que a seção 4 enfoca os resultados obtidos. Na seção 5 são apresentadas as conclusões do estudo.

**2. COOPERATIVISMO DE CRÉDITO E SUAS IMPLICAÇÕES PARA O DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO**

2.1 CRÉDITO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO

O debate sobre a importância do crédito para o desenvolvimento econômico não é recente. A partir da década de 50, importantes trabalhos como os de Gurley e Shaw (1955), Goldsmith (1969) e McKinnon (1973) já demonstravam as relações existentes entre algumas variáveis financeiras e crescimento econômico. Aliás, a existência de uma relação robusta entre desenvolvimento do sistema financeiro e crescimento econômico é apontada em boa parte das evidências empíricas sobre o tema. A importância desse sistema reside não só na capacidade de aumentar a captação de recursos, mas, principalmente, na habilidade em alterar estas alocações, podendo ter forte impacto sobre o crescimento tecnológico e a produtividade.

No campo empírico existem estudos que verificaram a relação de causalidade (no sentido de precedência temporal) entre variáveis financeiras e crescimento econômico, como o de King e Levine (1993) que, analisando uma amostra de 80 países no período de 1960-1989, concluiu que altos níveis de desenvolvimento financeiro estão positivamente associados com o desenvolvimento econômico.

No Brasil, Kroth e Dias (2006), usando painel de dados dinâmicos, verificaram a contribuição do crédito bancário e do capital humano na determinação do crescimento econômico dos municípios brasileiros entre 1999 a 2003. Aplicando GMM nas estimativas dinâmicas, com as operações de crédito defasadas em três períodos e os estoques de capital humano em dois períodos, os autores verificaram que as operações de crédito induziram positivamente o crescimento dos municípios.

Rocha e Nakane (2007), aplicando casualidade de Granger num painel de dados anuais sobre os estados brasileiros de 1995 a 2002, sugerem que os indicadores financeiros Granger-causam produto, pois os componentes exógenos dos indicadores financeiros foram significativos na determinação do produto. Missio et al. (2009), utilizando-se de MQO, verificaram que um maior desenvolvimento do sistema financeiro impacta positivamente o nível de renda estadual.

Especificamente sobre o crédito rural, Lopes et al. (2011) demonstraram a relação entre o volume de crédito rural concedido e o PIB agrícola. O crédito rural respondeu por 65% do PIB agrícola de 2010, uma vez que na safra 2009/2010 foram aplicados no crédito rural cerca de R$ 81 bilhões, o que gerou um PIB agrícola de R$ 124 bilhões.

Capobiango et al. (2012), utilizando dados em painel para o período de 2000 a 2004, analisaram os impactos econômicos do crédito rural em relação ao PIB total per capita e aos PIBs setoriais na microrregião de Pirapora/MG, por meio de regressões com efeitos fixos e aleatórios. Houve impactos positivos do crédito rural sobre as atividades econômicas do setor agropecuário e outros setores (comércio e serviços), uma vez que o crédito rural proporciona liquidez na economia local. Para um aumento de 1% no montante das operações de crédito rural em nível houve elevação de 0,08% no valor do PIB da agropecuária, ceteris paribus. Quanto ao efeito do crédito rural sobre o PIB da agropecuária com um ano de defasagem verificou-se que uma variação de 1% em seu valor afetou, no mesmo sentido, o PIB da agropecuária em 0,11% no próximo ano. Isso sugere a extensão dos efeitos do crédito rural, ou seja, não se limita apenas ao ano imediato em que as operações de crédito são realizadas, mas também ao ano seguinte, onde os efeitos podem ser ainda mais significativos em razão do prazo exigido pelo mercado para que os recursos possam ser aplicados e retornados com possíveis ganhos financeiros.

Tais evidências empíricas sugerem uma forte relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico, sendo que a maioria dos trabalhos empíricos demonstra que esta relação é direta, ou seja, que o desenvolvimento financeiro se constitui numa alavanca para o crescimento econômico.

2.2 COOPERATIVISMO DE CRÉDITO

A partir da década de 1990, constata-se um movimento expansionista do cooperativismo de crédito brasileiro. Esse segmento constitui-se num importante elemento no incremento econômico de regiões estagnadas, proporcionando inclusão financeira para a população de menor poder aquisitivo, gerando emprego e renda, auxiliando na redução da pobreza e contribuindo para o aumento da eficiência do Sistema Financeiro Nacional (SFN). Quanto à distribuição geográfica das sedes das cooperativas de crédito, entre 1994 e 2009, as maiores concentrações são nas regiões mais desenvolvidas economicamente. As causas mais relevantes dessa imperfeita distribuição espacial do cooperativismo de crédito devem-se às disparidades do grau de desenvolvimento econômico regional, nível de renda da população, carência de visão associativista e raízes históricas e culturais (CHAVES, 2011).

Observando dados do BCB (2014) sobre o quantitativo de cooperativas de crédito no Brasil, no período de 2001 a 2013, percebe-se que o quantitativo aumentou entre 2001 e 2003, teve uma queda seguida de outro aumento entre 2004 a 2007 e a partir daí começa a cair acentuadamente (Tabela 1). Desde 2000, uma combinação de fatores no ambiente técnico e institucional das cooperativas, como a consolidação das mudanças no sistema bancário, a atuação de novos agentes no setor de microfinanças, o lançamento de novos produtos e inovações financeiras e o aumento nos requisitos normativos contribuiu para reduzir sua taxa de crescimento absoluto. O sistema cooperativista de crédito vem sofrendo mudanças significativas com a sua consolidação em busca de ganhos de escala e de eficiência, com vistas a ser uma organização financeira alternativa em um contexto de menores taxas de juros e aumento da concorrência na concessão de crédito (FONTES FILHO et al., 2008).

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| TABELA 1 – QUANTITATIVO DE INSTITUIÇÕES AUTORIZADAS POR SEGMENTO | | | | | | | | | | |
| **SEGMENTO** | **2001** | **2002** | **2003** | **2004** | **2005** | **2006** | **2007** | **2008** | **2009** | **2010** |
| 1) Banco Múltiplo | 153 | 143 | 141 | 139 | 138 | 137 | 135 | 140 | 139 | 137 |
| 2) Banco Comercial | 28 | 23 | 23 | 24 | 22 | 21 | 20 | 18 | 18 | 19 |
| 3) Banco de Desenvolvimento | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 |
| 4) Caixa Econômica | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 5) Banco de Investimento | 20 | 23 | 21 | 21 | 20 | 18 | 17 | 17 | 16 | 15 |
| 6) Banco de Câmbio |  |  |  |  |  |  |  |  |  | 2 |
| 7) Sociedade de Crédito Financiamento e Investimento | 42 | 46 | 47 | 46 | 50 | 51 | 52 | 55 | 59 | 61 |
| 8) Sociedade Corretora de Títulos e Valores Mobiliários | 177 | 161 | 147 | 139 | 133 | 116 | 107 | 107 | 105 | 103 |
| 9) Sociedade Corretora de Câmbio | 43 | 42 | 43 | 47 | 45 | 48 | 46 | 45 | 45 | 44 |
| 10) Sociedade Distribuidora de Títulos e Valores Mobiliários | 159 | 151 | 146 | 138 | 134 | 133 | 135 | 135 | 125 | 125 |
| 11) Sociedade de Arrendamento Mercantil | 72 | 65 | 58 | 51 | 45 | 41 | 38 | 36 | 33 | 32 |
| 12) Sociedade de Crédito Imobiliário e Associação de Poupança e Empréstimo | 18 | 18 | 18 | 18 | 18 | 18 | 18 | 16 | 16 | 14 |
| 13) Companhia Hipotecária | 7 | 6 | 6 | 6 | 6 | 6 | 6 | 6 | 14 | 15 |
| 14) Agência de Fomento | 9 | 10 | 11 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 6 | 7 |
| **15) Cooperativa de Crédito** | **1.379** | **1.430** | **1.454** | **1.436** | **1.439** | **1.452** | **1.465** | **1.453** | **1.405** | **1.370** |
| 16) Sociedade de Crédito ao Microempreendedor | 23 | 37 | 49 | 51 | 55 | 56 | 52 | 47 | 45 | 45 |
| 17) Sociedade Administradora de Consórcios | 399 | 376 | 365 | 364 | 342 | 333 | 329 | 317 | 308 | 300 |
| **TOTAL** | **2.409** | **2.534** | **2.536** | **2.534** | **2.497** | **2.464** | **2.447** | **2.437** | **2.339** | **2.294** |
| FONTE: BCB (2014) |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |

O CMN e o BCB, com o crescimento do ramo crédito, promoveram mudanças institucionais na regulação e na supervisão das cooperativas de crédito, sendo que o ano de 2003 representou a “grande abertura” ao cooperativismo de crédito, principalmente em razão de diversas resoluções, como a n. 3.106/2003 do CMN, que permitiu a constituição de novas cooperativas e postos de atendimento e a transformação de cooperativas para a modalidade de livre admissão de associados. Com a possibilidade de qualificar a supervisão das cooperativas, foi criada em 2004 uma área específica no BCB, o Departamento de Supervisão de Cooperativas e de Instituições não Bancárias – DESUC, sendo que antes de sua instituição o segmento era supervisionado pelo então Departamento de Supervisão Direta, cuja ênfase era sobre o sistema bancário (apesar de também supervisionar as cooperativas de crédito). Quanto à regulação, a Resolução 3.442/2007 do CMN possui dispositivos que exigem adoção de instrumentos de fiscalização e controle mais rigorosos e incentivos para as cooperativas se integrarem em sistemas de rede. A queda a partir de 2007 no número de cooperativas de crédito, possivelmente, deve-se a vigência desta Resolução.

As cooperativas de crédito no Brasil seguem três modelos distintos: as do Tipo Luzzatti, tipicamente urbanas, possuem o quadro social aberto à população, sendo conhecidas como bancos populares; as Cooperativas de Economia e Crédito Mútuo, formadas por trabalhadores de empresas privadas ou entidades públicas, ou ainda, de determinada profissão ou atividade; e as Cooperativas de Crédito Rural, organizadas por produtores rurais com objetivo de atender suas necessidades de crédito rural e prestar-lhes serviços do tipo bancário (PORTO, 2002). A Tabela 2 apresenta um panorama da quantidade de cooperativas existentes até 28/02/2014. É possível observar uma expressiva participação das Cooperativas de Crédito Rural, ficando atrás apenas das Cooperativas de Crédito Mútuo (Empregados).

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| TABELA 2 – COOPERATIVAS DE CRÉDITO POR TIPO E RAMO DE ATIVIDADE | | |
| **TIPO** | **QUANTIDADE** | **%** |
| Confederação | 2 | 0,17 |
| Cooperativas Centrais | 36 | 3,03 |
| **Crédito Rural** | **241** | **20,30** |
| Crédito Mútuo / Atividade Profissional | 125 | 10,53 |
| Crédito Mútuo / Empregados | 406 | 34,20 |
| Crédito Mútuo / Vínculo Patronal | 36 | 3,03 |
| Crédito Mútuo / Empreendedores – Micro e Pequenos | 12 | 1,01 |
| Crédito Mútuo / Livre Admissão – até 300 mil habitantes | 162 | 13,65 |
| Crédito Mútuo / Livre Admissão – de 300 mil a 750 mil habitantes | 72 | 6,07 |
| Crédito Mútuo / Livre Admissão – de 750 mil a 2 milhões de habitantes | 44 | 3,71 |
| Crédito Mútuo / Livre Admissão – acima de 2 milhões de habitantes | 7 | 0,59 |
| Crédito Mútuo / Origens diversas | 38 | 3,20 |
| Luzzatti | 6 | 0,51 |
| TOTAL | 1.187 | 100 |
| Posição em 28/02/2014 | | |
| FONTE: BCB (2014) | | |

De modo geral, as cooperativas de crédito no Brasil estão estruturadas em quatro sistemas principais: Sicoob, Sicredi, Unicredi e a Associação Nacional do Cooperativismo de Crédito de Economia Familiar e Solidária (Ancosol), que reúne diversos sistemas de economia solidária: Cresol**, Ecosol, Chehnor, Integrar, Creditag e Ascoob.**

Uma cooperativa solidária é aquela que não se preocupa apenas em obter benefícios para o seu quadro social, mas procura estender a sua ação ao máximo de pessoas que integram aquele segmento, como também busca fortalecer seus aderentes em outras dimensões (social, cultural, etc.). A maioria das cooperativas de crédito rural solidário tem foco no meio rural, em especial os agricultores familiares considerados de baixa e média renda (BÚRIGO, 2006).

Conforme Soares e Melo Sobrinho (2007), os sistemas cooperativos formados por pequenas cooperativas de economia solidária, organizadas sob a forma radial, são classificados como horizontalizados (ou alternativos), pois se voltam para um público de baixa renda e fundamentam sua organização na formação de redes sem uma determinação hierárquica da estrutura organizacional e dos padrões de funcionamento das cooperativas, apesar de possuir centrais e uma confederação. Eles diferem dos sistemas verticalizados (ou tradicionais/convencionais) que almejam ganhos por escala e estão organizados sob uma estrutura organizacional centralizada e piramidal. Dessa maneira, os sistemas Sicoob, Sicredi e Unicred estão ligados ao sistema convencional, enquanto que a Ancosol representa o sistema alternativo (ou solidário). Um marco importante no que diz respeito ao cooperativismo de crédito rural solidário é a criação, em agosto de 2008, da **Confederação Nacional das Cooperativas de Crédito de Economia Solidária (CONFESOL), entidade representante dos** Sistemas Cresol**, Ecosol, Chehnor, Integrar, Creditag e Ascoob.**

O sistema de Cooperativas de Crédito com Interação Solidária Ltda. (Cresol) atua na região **sul do país** e se caracteriza por uma rede de cooperativas de crédito rural com interação solidária que se utiliza do crédito e da disseminação do conhecimento para estimular a interação solidária entre cooperativas e agricultores familiares. O sistema da CooperativaCentral de Crédito eEconomia Solidária **(Ecosol) tem abrangência nacional e é uma** união entre cooperativas de crédito rurais e urbanas. O Ecosol foi constituído em 1999 por organizações sindicais filiadas à Central Única dos Trabalhadores e à Agência de Desenvolvimento Solidário que apoia o fortalecimento das cooperativas de crédito e empreendimentos solidários com foco na geração de trabalho e renda.

**O sistema da** Cooperativa Central de Crédito Rural dos Pequenos Agricultores e da Reforma Agrária **(Chehnor) também possui atuação no sul do país e seu principal** público-alvo são assentados de reforma agrária e agricultores familiares organizados. O sistema Integrar se configura no apoio à constituição e operacionalização de cooperativas de crédito rural da economia de base familiar e solidária no Nordeste. O **sistema da** Cooperativa de Crédito Rural da Agricultura Familiar **(Creditag) atua em diversos estados brasileiros e foi formado** com apoio dos movimentos sociais, como o Movimento dos Sem Terra, da Confederação e das Federações de Trabalhadores na Agricultura Estaduais**. A** Associação das Cooperativas de Apoio a Economia Familiar **(Ascoob) tem como missão o**rganizar, coordenar e fomentar o cooperativismo de crédito, promovendo a inclusão social pela provisão de produtos, serviços financeiros e educativos, tendo por base o fortalecimento da economia familiar rural. A Ascoob tem atuação na Bahia, Sergipe e Alagoas.

**3. ESTRATÉGIA EMPÍRICA**

Como o objetivo era obter o impacto da criação de uma cooperativa de crédito rural solidário sobre o PIB *per capita* da agropecuária os métodos de avaliação de tratamento são mais adequados. Um dos principais problemas dessas metodologias é a omissão de dados, pois a unidade de análise não é observada simultaneamente em dois estados, ou seja, não é possível que um município tenha e não tenha cooperativa de crédito rural solidário ao mesmo tempo (CALIENDO e KOPENING, 2005). A abordagem quase-experimental, como é o caso dos métodos utilizados neste estudo, compara os resultados de uma intervenção com uma simulação do que os resultados teriam sido, caso não houvesse nenhuma intervenção, contornando o problema da omissão de dados. Este método requer uma comparação antes e depois de uma amostra que recebeu um tratamento específico (como uma política econômica) e uma amostra idêntica (ou o mais próximo possível) que não recebeu o tratamento. O ganho em usar os métodos quase-experimentais está em reduzir os vieses de seleção que possam ocorrer, uma vez que se comparam indivíduos semelhantes quanto a determinadas características.

Para fins deste estudo, identificam-se um grupo tratamento e dois grupos controles. Ao grupo “Tratamento” pertencem os municípios que não possuíam cooperativa de crédito rural solidário em 2006 e 2007, mas que passaram a ter em 2008 ou 2009. O grupo “Controle 1” é formado por municípios que não possuíam cooperativas de crédito rural solidário no período de 2006 a 2009, enquanto que o grupo “Controle 2” é composto por municípios que possuíam uma cooperativa de crédito rural solidário ao longo de todo esse período. Para as análises, cada grupo controle foi considerado o contrafactual do grupo tratamento, conforme apresentado na Figura 1. Devido ao choque exógeno da implementação da Resolução 3.442/2007 do CMN que enrijeceu fiscalização e o controle das cooperativas de crédito a escolha do período (2006 a 2009) é justificada. O impacto foi medido no PIB *per capita* da agropecuária do ano de 2010.

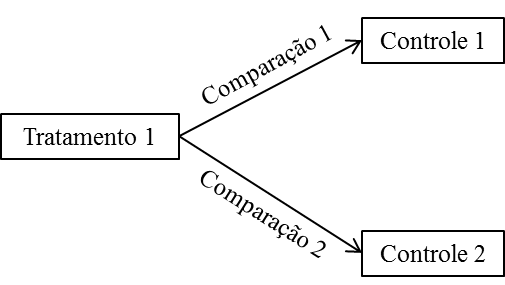


FIGURA 1 – DELINEAMENTO EXPERIMENTAL ENTRE GRUPOS TRATAMENTO E CONTROLES (CONTRAFACTUAIS)

A principal diferença dos grupos controles em relação ao grupo tratamento está relacionada à criação de uma cooperativa de crédito rural solidário entre 2006 e 2009, controlados por características observáveis. Assim, ao comparar os municípios dos grupos controles com os municípios tratados, com base em características observáveis, as diferenças nos PIBs da agropecuária entre eles poderão ser atribuídas somente ao tratamento. Espera-se encontrar diferenças significativas na primeira comparação, mas não na segunda, visto que o grupo Controle 2 já foi tratado num período anterior ao da análise.

As estatísticas descritivas das variáveis consideradas no estudo, separadas por grupos tratamentos e controles, são sintetizadas na Tabela 3. O grupo Tratamento era formado por 14 observações enquanto que os grupos Controles 1 e 2 eram formados por 4.905 e 322 observações, respectivamente.

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| TABELA 3 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS | | | | | | |
| VARIÁVEL | TRATAMENTO | | CONTROLE 1 | | CONTROLE 2 | |
| MÉDIA | DESV. PAD. | MÉDIA | DESV. PAD. | MÉDIA | DESV. PAD. |
| POPRUR2007 | 6.328 | 4.404 | 5.197 | 5.879 | 7.869 | 7.489 |
| D\_AGPB | 0,93 | 0,27 | 0,70 | 0,46 | 0,95 | 0,22 |
| GINI2003 | 0,40 | 0,04 | 0,39 | 0,033 | 0,40 | 0,04 |
| ANOSEST2000 | 4,25 | 0,87 | 3,90 | 1,20 | 4,68 | 1,07 |
| D\_SUL | 0,71 | 0,47 | 0,20 | 0,40 | 0,45 | 0,50 |
| PESOCUPS2006 | 4.042 | 2.278 | 2.902 | 3.001 | 4.500 | 3.578 |
| APLANTOT2007 | 9.727 | 8.292 | 10.239 | 26.197 | 25.698 | 49.217 |
| ASSOCIADO2006 | 386 | 332 | 365 | 450 | 744 | 750 |
| FONTE: Os autores | | | | | | |

Ao utilizar metodologias de avaliação de tratamento três tipos de viés podem ocorrer: o viés decorrente de diferenças em características observáveis, gerado por diferenças na distribuição dos atributos observáveis entre os tratados e controles; o viés de ausência de suporte comum, ou seja, as amostras de tratados e controles podem não ter sobreposição da função de densidade condicional das características observáveis; e o viés de seleção que decorre das diferenças em características não observáveis que influenciam conjuntamente o resultado e o recebimento do tratamento, condicionado às variáveis observáveis (HECKMAN et al., 1998). Conforme Gonçalves et al. (2011), a presença destes tipos de viés pode levar a conclusões imprecisas, como a sub ou superestimação dos impactos, impactos negativos quando de fato são positivos (e vice-versa) e impactos estatisticamente significantes quando verdadeiramente seriam insignificantes (e vice-versa).

A probabilidade do município possuir cooperativa de crédito rural pode depender de características não observáveis fixas no tempo, como questões relacionadas à existência de conexões entre os agricultores familiares do município, interesses políticos ou questões culturais, a exemplo da cultura cooperativista da região sul advinda da sua colonização por etnias de origem germânica, como alemães e italianos, povos que trouxeram a ideia de que o cooperativismo era algo benéfico para a sociedade (SOARES e MELO SOBRINHO, 2007; CHAVES, 2011). O PIB da agropecuária pode também depender de outras características do município, sendo que algumas delas também podem não ser observáveis, o que se traduz em potencial auto-seleção por características não observáveis, podendo gerar heterogeneidades entre os tratados e controles, tornando difícil a estimação do impacto.

Assim, na tentativa de controlar os vieses que poderiam surgir ao estimar o impacto médio da presença de cooperativa de crédito rural solidário no PIB *per capita* da agropecuária dos municípios brasileiros, utilizou-se a metodologia de Diferenças-em-Diferenças com Escore de Propensão (*Double Difference Matching* – DDM), a qual, segundo Ravallion (2005), consiste na combinação das metodologias de Pareamento por Escore de Propensão (*Propensity Escore Matching* - PSM) e Diferenças-em-Diferenças (*Double Difference* - DD).

O PSM permite parear os municípios controles com os municípios tratados conforme características observáveis similares no período anterior ao tratamento (ano base). Com a sub amostra de não tratados selecionada pelo PSM, pode-se então estimar o efeito médio do tratamento sobre os tratados através do DD. Quando usada esta metodologia os três tipos de viés são reduzidos, pois o PSM minimiza os vieses provenientes da distribuição de características observáveis e de ausência de suporte comum e o DD reduz o viés de seleção por características não observáveis (BERTRAND et al., 2004; PEIXOTO et al., 2008).

O impacto no PIB da agropecuária também foi estimado pelo método dos mínimos quadrados ponderados (MQP) pelo escore de propensão, uma vez que esta metodologia permite controlar também as características observáveis que variam no tempo*.* Hirano et al. (2003) mostraram que uma regressão de mínimos quadrados ponderados, ponderando as observações de controle de acordo com seu escore de propensão, gera um estimador eficiente. Este método é denominado como duplamente robusto e, segundo Imbens e Wooldridge (2008), a combinação da ponderação com a regressão contornaria o problema de má especificação caso a equação do escore de propensão ou de regressão estiverem mal especificadas, desde que a má especificação não ocorra para ambos ao mesmo tempo. Dessa forma, o método duplamente robusto removeria o efeito direto das variáveis omitidas (regressão) e reduzira a correlação entre as variáveis omitidas e incluídas (reponderação). Num primeiro momento estima-se o escore de propensão e, posteriormente, estima-se, por mínimos quadrados ponderados pelo escore de propensão, o impacto no PIB *per capita* da agropecuária em relação à *dummy* de criação ou não de cooperativa de crédito rural solidário no município e o vetor de características observáveis, ponderados pelo inverso da probabilidade de tratamento.

3.1 CONTROLANDO OS VIESES PROVENIENTES DA SELEÇÃO PELAS CARACTERÍSTICAS OBSERVÁVEIS E DA FALTA DE SUPORTE COMUM – PAREAMENTO PELO ESCORE DE PROPENSÃO

O método PSM faz o pareamento nos escores de propensão em vez de fazê-lo diretamente nos regressores (ROSENBAUM e RUBIN, 1983). O pareamento é feito controlando-se pelas covariáveis usando uma função particular delas, especificamente a probabilidade condicional de tratamento, ou seja, faz-se o pareamento sobre o escore de propensão, que pode ser calculado por uma regressão logit ou probit. O pareamento exato, ou seja, dois indivíduos com o mesmo escore não é possível, sendo as unidades de comparação utilizadas aquelas para as quais os escores estão suficientemente próximos à unidade tratada.

Vale ressaltar que para fins deste estudo, o *status* de tratamento do município é representado por uma variável *dummy* (T)que possui valor “1” se o mesmo não possuía cooperativa de crédito rural solidário entre 2006 e 2007 e passou a ter em 2008 ou 2009 (Tratamento), e valor “0”, caso não possuía nenhuma (Controle 1) ou possuía uma (Controle 2) cooperativa de crédito rural solidário entre os anos de 2006 a 2009. Ainda, representa-se por *Y*1*i* o valor do PIB *per capita* da agropecuária para o município *i*, caso ele esteja sujeito ao Tratamento, e *Y*0*i* o valor da mesma variável, caso este município pertença a um dos grupos controles. O impacto médio do tratamento sobre os municípios “tratados” (ATT) é dado por:

Na literatura de avaliação, é chamado de efeito do tratamento ou efeito médio do tratamento sobre o tratado (*average treatment effect on treated* – ATT). Porém, o resultado contrafactual de um município sob tratamento (que cria cooperativa) (2) não pode ser observado, uma vez que um município só pode ser considerado como pertencendo ao grupo tratado ou controle em um ponto específico do tempo, ou seja, não é possível que o município tenha e não tenha cooperativa ao mesmo tempo. Consequentemente, devem-se impor algumas hipóteses em (1) para que o ATT possa ser estimado. Uma forma é substituir o resultado esperado do município que participou do tratamento (estabeleceu cooperativa em 2008 ou 2009) se ele não tivesse participado (2) pelo resultado esperado dos municípios que de fato não participaram (não criaram cooperativas) (3).

Entretanto, como a escolha dos municípios tratados não foi conduzida aleatoriamente, não se pode assumir que substituindo (2) por (3) tem-se uma estimativa não viesada, pois é improvável que . Tal improbabilidade deve-se à existência de viés, que surge devido a diferenças nas características observáveis e a diferenças nos atributos não-observáveis entre os grupos. Ao se considerar as características observáveis do processo de seleção, pode-se reescrever a equação (1) como:

Em que *X* representa o vetor das características observáveis que no caso deste estudo são: população rural, índice de Gini, *dummy* representando presença ou ausência de agências e/ou postos bancários nos municípios, escolaridade média da população, *dummy* representando se o município pertence ou não a região sul do país, número de pessoal ocupado nos estabelecimentos agropecuários, área plantada total e o número de estabelecimentos agropecuários cujo produtor é associado a alguma cooperativa ou entidade de classe. Conforme a hipótese de identificação geralmente adotada, o processo de seleção ocorre segundo as características observáveis, tal que municípios com tais características idênticas possuem a mesma probabilidade de serem alocados como “tratamento” ou “controle”, o que significa que:

Onde ⊥ denota independência, significando que os resultados potenciais independem da participação dadas as características observáveis *X.* Esta hipótese é conhecida como Hipótese da Independência Condicional ou *Conditional Independence Assumption* (CIA).

3.1.1 O Escore de Propensão

Segundo Rosenbaum e Rubin (1983), o escore de propensão *P(x)* é definido como a probabilidade condicional de um município receber o tratamento (cooperativa) dado suas características observáveis *X*. Isto é, *P(X) = Probabilidade (T=1|X).* Os autoresmostram que na expressão (4), *X* pode ser substituído por *P(X)*, assim:

Se o tratamento e os resultados esperados são independentes condicionais às variáveis de pré-tratamento, estes também serão independentes condicionais à probabilidade de receber o tratamento dadas as características observáveis, isto é, condicional ao escore de propensão, . A utilização do escore de propensão baseia-se em duas hipóteses principais:

1. Balanceamento das características observáveis. A qualidade do pareamento depende das variáveis utilizadas para estimar a probabilidade de participação no tratamento. A seleção por observáveis requer que a participação no tratamento seja independente dos resultados, condicional nas covariáveis. Uma maneira de aferir a qualidade do pareamento é analisar a semelhança da distribuição do vetor de atributos observáveis entre os grupos tratados e não tratados (HECKMAN et al., 1998).
2. Existência de um suporte comum, o que requer que existam unidades de ambos os grupos, para cada característica *X* para a qual se deseja comparar, o que assegura que para cada município tratado exista outro município não tratado pareado, com valores similares de *X* (HECKMAN et al., 1997). Formalmente: .

A estimativa do escore de propensão não é suficiente para estimar o efeito médio do tratamento, pois a probabilidade de encontrar dois municípios com exatamente o mesmo valor de escore de propensão é em princípio zero, uma vez que *p(X)* é uma variável contínua. Vários métodos são propostos para lidar com este problema, como é o caso dos métodos de pareamento por vizinhos mais próximos, por estratificação, por raio e o pareamento por Kernel (BECKER e ICHINO, 2002).

3.2 CONTROLANDO EFEITOS FIXOS NÃO OBSERVÁVEIS NA SELEÇÃO E NO IMPACTO DA POLÍTICA – O ESTIMADOR DE DIFERENÇAS-EM-DIFERENÇAS

O estimador de diferenças-em-diferenças (DD) compara o grupo de tratamento frente ao grupo controle antes (primeira diferença) e depois da intervenção (segunda diferença). Este método se aplica, sobretudo, a delineamentos quase-experimentais e requer informação tanto do grupo controle como dos tratados em, pelo menos, dois períodos de tempo (antes e depois da intervenção). A hipótese por trás desse método é a de que, controlando por um conjunto de variáveis observáveis, caso o tratamento não tivesse efeito algum, a trajetória dos resultados entre tratados e não tratados deveria evoluir paralelamente. Assim, qualquer efeito do tratamento seria capturado por essa diferença na diferença dos resultados antes e após o tratamento (RAMOS, 2009; LECHNER, 2011).

A equação do estimador de diferenças-em-diferenças possui a seguinte forma:

Onde i=1,..., N e N é o número de municípios; Yi é o PIB *per capita* da agropecuária para o município i, sendo este o resultado de interesse; T é a *dummy* para o tratamento, tendo valor “1” se o município é do grupo “Tratamento” e valor “0” se o município é do grupo “Controle 1” ou do grupo “Controle 2”; t é uma variável *dummy*, a qual assume o valor “0” se estiver no período anterior ao tratamento (ano de 2007), também conhecido como ano base, e valor “1” se a observação está no período pós-tratamento (ano de 2010); β0, β1, β2 e β3 são os parâmetros não conhecidos a serem estimados; ε é o erro aleatório não observado.

Os coeficientes a serem estimados podem ser interpretados como: β0 = intercepto comum para todas as observações; β1 = efeito específico do tratamento (contabiliza a diferenças entre os grupos); β2 = tendência temporal comum aos dois grupos (tratamento e controle); β3 = efeito médio do tratamento sobre os tratados (parâmetro de interesse da regressão, pois fornece o impacto médio da intervenção ou tratamento). Este coeficiente é o estimador de diferenças em diferenças. Em outras palavras, β3 = DD.

Considerando que Yit denota o PIB *per capita* da agropecuária do i-ésimo município observado em duas datas, t = 0,1, pode-se observar Y1it quando Tit=1 e Y0it para Tit=0, mas não é possível observar Y1it quando T=0 e Y0it quando T=1. Assim, não se pode calcular diretamente Git= Y1it–Y0it. Por este motivo, utilizam-se os não tratados como contrafactual dos tratados para estimação do impacto médio do tratamento sobre os tratados.

Intuitivamente, através do método DD compara-se amostras de tratados e não tratados antes e depois da intervenção. Para tanto, calcula-se a diferença na média dos produtos antes e depois da intervenção para cada grupo, tratado e não tratado. A diferença entre estas duas diferenças é o impacto estimado. Formalmente, considerando, por definição, o período 0 como base e Ti0= 0 para todo i neste período, tem-se:

A pressuposição implícita no cálculo do estimador DD é que a diferença não observada entre a média do produto dos tratados e controles não varia com o tempo. Ou seja, o viés de seleção não varia com o tempo. Portanto, quando se faz a diferença da diferença do produto como em (8), o viés de seleção, caso presente, se anula, fazendo com que o estimador DD seja não viesado. Neste caso, mudanças no produto dos controles revelam mudanças no produto do contrafactual (HECKMAN et al. 1998; BERTRAND et al., 2004).

3.3 PAREANDO PELA SELEÇÃO EM OBSERVÁVEIS E CONTROLANDO EFEITOS FIXOS NÃO OBSERVÁVEIS – DIFERENÇAS-EM-DIFERENÇAS PONDERADAS PELO ESCORE DE PROPENSÃO

Para dados em painel o método do PSM pode ser combinado com o método DD, uma vez que o pressuposto de seleção por características observáveis pode incluir fatores não observáveis fixos ao longo do tempo, os quais influenciam simultaneamente a decisão de participar do tratamento e os resultados potenciais, condicionais a X:

Em que YTit representa o resultado no tempo t para o indivíduo i no status de tratamento T. O Dt0,t1 será o estimador ATT, se pressuposto:

O escore de propensão pode ser usado para parear unidades de tratamento e controle no ano base (pré‐tratamento) e, então, o impacto do tratamento é calculado sobre as unidades de tratamento e controle pareadas dentro do suporte comum. Para 2 períodos no tempo t = 0,1, a estimativa DD para cada unidade de tratamento i é calculada por:

Em que ω(i,j) é o peso (usando uma abordagem PSM) dado a unidade j de controle, pareada à unidade i de tratamento (diferentes tipos de abordagens de pareamento podem ser aplicadas). Os pesos nesta regressão são iguais a 1 para as unidades tratadas e para as unidades de controle são .

3.4 CONTROLANDO PELAS COVARIÁVEIS RELACIONADAS AO RESULTADO DO TRATAMENTO – ESTIMADOR DE MÍNIMOS QUADRADOS PONDERADOS PELOS ESCORES DE PROPENSÃO

Uma vez que o impacto da criação de cooperativas de crédito rural sobre o PIB *per capita* da agropecuária não é constante em relação a características observadas relacionadas o mesmo é estimado também por regressão por mínimos quadrados ponderados pelo inverso do escore de propensão estimado, conforme Hirano et al. (2003). Os resultados deste método visam manter a parcimônia dos modelos de modo que as condições de balanceamento nos grupos de suporte comum do escore de propensão sejam satisfeitas.

Esta metodologia atribui pesos diferentes para os municípios dos grupos de controle de acordo com as características e probabilidades de participar do tratamento. Assim, o método se divide em duas etapas sendo que a primeira diz respeito à estimação do escore de propensão, P(X), ou seja, a probabilidade dos municípios constituírem cooperativas de crédito rural solidário, dadas as características observáveis, conforme abordado anteriormente. Segundo Hirano et al. (2003), é preferível o uso do p-score estimado ao invés do verdadeiro, uma vez que este é ineficiente por não explorar toda a informação da equação de momento do p-score.

No passo seguinte, estima-se por MQO o impacto no PIB *per capita* da agropecuária (Yi) em relação à dummy de tratamento Ti (criação ou não de cooperativa de crédito rural solidário no município) e o vetor de características observáveis, Xi. A função de regressão utilizada representa uma função de produção clássica para a agropecuária, na qual Yi é função do uso da terra, do capital físico e do capital humano, que são os fatores de produção. Para tanto, considerou-se como características observáveis a área plantada total *per capita* do ano de 2009, representando o uso da terra; o valor *per capita* dos bens (veículos, tratores, máquinas e implementos) dos estabelecimentos agropecuários em 2006, representando o capital físico; e o número de pessoas ocupadas em estabelecimentos agropecuários no ano de 2006, representando o capital humano, todas ponderadas pelo inverso da probabilidade de tratamento. Esses dados foram obtidos do Censo Agropecuário 2006 do IBGE. Para uma interpretação percentual do ATT, as referidas variáveis foram convertidas em logaritmo natural, *ln.* O ponderador utilizado é:

Em que é o peso para o município i, é avariável binária de participação no tratamento, é o escore de propensão estimado e , as características observadas que explicam o estabelecimento de uma cooperativa de crédito rural solidário nos municípios brasileiros.

3.5 FONTE DOS DADOS

Para cálculo do escore de propensão foram identificadas as variáveis de tratamento e o vetor de características observáveis dos municípios. Como era de interesse o impacto das cooperativas de crédito rural solidário no PIB *per capita* municipal da agropecuária, identificou-se as variáveis observáveis que aumentam a probabilidade de que um município constitua cooperativa de crédito rural solidário. Os dados de cooperativas de crédito rural solidário foram obtidos junto ao BCB.

Foram considerados pertencentes ao grupo tratamento (variável T=1) os 14 municípios que não possuíam cooperativa de crédito rural solidário em 2006 e 2007, mas passaram a ter em 2008 ou 2009. O contrafactual (variável T=0)foi dividido em dois diferentes grupos controles, um deles composto por 4.904 municípios que não possuíam cooperativa de crédito rural solidário entre os anos de 2006 e 2009 (Controle 1) e o segundo grupo formado por 322 municípios que possuíam uma cooperativa de crédito rural solidário ao longo de todo esse período (Controle 2).

O impacto da presença de cooperativas de crédito rural solidário nos municípios brasileiros foi verificado no PIB *per capita* municipal da agropecuária (valor adicionado) do ano de 2010, sendo esses valores calculados pela soma do valor da produção e de outras receitas do estabelecimento menos as despesas de consumo intermediário. Os valores referem-se aos preços correntes e foram obtidos junto ao Censo Agropecuário 2006 do IBGE. Estes valores foram deflacionados utilizando-se o XXXX com base 100 em 2007.

O tamanho do município, em termos do tamanho da população, foi incluído no cálculo, pois há evidências de que os municípios mais populosos possuem um maior número de cooperativas de crédito. Os dados utilizados referem-se à população residente nas áreas rurais dos municípios brasileiros no ano de 2007, conforme o IBGE.

Outra variável que pode estar associada à presença de cooperativas nos municípios é a desigualdade. Em geral, as cooperativas de crédito oferecem serviços financeiros a preços menores do que o segmento bancário, sendo possível uma maior probabilidade de sua presença nos municípios onde as desigualdades sejam mais evidentes. Assim, o Índice de Gini para o ano de 2003, o dado municipal mais recente, foi uma variável considerada no cálculo do escore de propensão. Os dados foram obtidos no Mapa de Pobreza e Desigualdade dos municípios, disponível no site do IBGE.

A ausência ou presença de agência ou posto bancário no município também pode influenciar na probabilidade de constituição de uma cooperativa de crédito, principalmente em municípios menores, onde a quantidade de bancos é menor. Para verificar tal efeito, foi criada uma *dummy* para esta variável, atribuindo-se valor “0” para os municípios que não possuíam agências e/ou postos bancários nos anos de 2006 e 2007 e valor “1” para aqueles com presença de agências e/ou postos bancários em pelos menos um dos dois anos. Os dados são provenientes do BCB.

O nível de capital humano no município também foi considerado neste estudo, pois se levou em consideração a premissa de que o cooperativismo estivesse mais disseminado em municípios onde o nível educacional é mais elevado. Para tanto, a variável utilizada foi a média de anos de estudo para o ano de 2000, conforme dados do Censo 2000 do IBGE.

É perceptível a tradição do cooperativismo na região Sul do país, a qual pode ser evidenciada pelo próprio histórico do cooperativismo no Brasil. Além disso, essa região também concentra a maioria das cooperativas de crédito em funcionamento. Assim, uma *dummy* para essa região foi incluída, pois o simples fato do município pertencer a ela pode aumentar a probabilidade de constituição de cooperativa de crédito rural solidário. O Quadro 1 resume as variáveis que foram utilizadas para o cálculo do escore de propensão.

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| QUADRO 1 – VARIÁVEIS USADAS NO CÁLCULO DO ESCORE DE PROPENSÃO | | |
| **VARIÁVEL** | **DESCRIÇÃO** | **FONTE** |
| POPRUR2007 | População residente nas áreas rurais do município em 2007 | IBGE |
| GINI2003 | Índice de Gini para os municípios brasileiros em 2003 | IBGE |
| D\_AGPB | *Dummy* de presença de agência ou posto bancário no município nos anos de 2006 ou 2007 – “1” indica presença em pelo menos um dos dois anos; “0” indica ausência nos dois anos | BCB |
| ANOSEST2000 | Média municipal de anos de estudo em 2000 | IBGE |
| D\_SUL | *Dummie* indicativa de que o município pertence à região Sul do Brasil. | IBGE |
| PESOCUP2006 | Número de pessoas ocupadas em estabelecimentos agropecuários em 2006 | IBGE |
| APLANTOT2007 | Área plantada total, em hectares, no ano de 2007 | IBGE |
| ASSOCIADO2006 | Número de estabelecimentos agropecuários cujo produtor é associado a cooperativa ou entidade de classe em 2006 | IBGE |
| TRAT | Variável de tratamento binária – “0” indica que o município não possuía cooperativa de crédito rural solidário nos anos de 2006 a 2009 (Controle 1) ou que possuía uma cooperativa ao longo de todo esse período (Controle 2); “1” indica que o município não possuía cooperativa em 2006 e 2007, mas passou a ter em 2008 ou 2009 (Tratamento) | BCB |

FONTE: Os autores

Outras variáveis utilizadas foram o número de pessoas ocupadas em estabelecimentos agropecuários em 2006 e a área plantada total, em hectares, para o ano de 2007, pois se acredita que o número de cooperativas seja maior em municípios com maior número de pessoal ocupado na agropecuária, bem como onde as áreas plantadas são maiores. Por fim, uma variável que representa o número de estabelecimentos agropecuários cujo produtor é associado a alguma cooperativa ou entidade de classe como sindicatos, associações, movimentos de produtores também foi incluída, com a premissa de que municípios com maior associativismo/cooperativismo têm maiores probabilidades de constituírem cooperativas. Essas variáveis foram obtidas do Censo Agropecuário 2006 do IBGE.

**4. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

O primeiro passo para o cálculo do escore de propensão foi estimar o modelo LOGIT condicionado às características socioeconômicas e demográficas dos municípios no período anterior ao tratamento (ano base), a fim de mensurar a probabilidade de se constituir uma cooperativa de crédito rural solidário num município. A especificação foi obtida visando à satisfação da propriedade de balanceamento entre as variáveis incluídas no modelo. O procedimento foi calculado utilizando-se o *software* Stata para dados de 4.918 municípios, representando aqueles que poderiam ser classificados como pertencentes a um dos grupos tratamento ou controle.

A construção dos escores de propensão baseados na regressão LOGIT retornou os coeficientes mostrados na Tabela 4 e permitiu a formação de grupos de tratamento e controle com características similares no momento precedente ao tratamento, com a propriedade de balanceamento satisfeita.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| TABELA 4 – ESTIMATIVAS DOS COEFICIENTES DO MODELO LOGIT | | | | |
| **VARIÁVEL** | **COEFICIENTES COMPARAÇÃO 1** | **P>|z|** | **COEFICIENTES COMPARAÇÃO 2** | **P>|z|** |
| POPRUR2007 | 3,29.10-5 | 0,29 | -1,38.10-4 | 0,084\* |
| D\_AGPB | 1,27 | 0,055\* | -2,41.10-3 | 1,00 |
| GINI2003 | 37,75 | 0,00\*\*\* | 40,90 | 0,00\*\*\* |
| ANOSEST2000 | -0,77 | 0,00\*\*\* | -0,72 | 0,00\*\*\* |
| D\_SUL | 5,44 | 0,00\*\*\* | 5,29 | 0,00\*\*\* |
| PESOCUP2006 | 2,15.10-4 | 0,00\*\*\* | 6,56.10-4 | 0,00\*\*\* |
| APLANTOT2007 | -3,99.10-5 | 0,02\*\* | -9,15.10-5 | 0,00\*\*\* |
| ASSOCIADO2006 | -1,74.10-3 | 0,00\*\*\* | -3,39.10-3 | 0,00\*\*\* |
| Intercepto | -21,32 | 0,00\*\*\* | -18,22 | 0,00\*\*\* |
| Fonte: Os autores, utilizando *Stata* | | | | |
| Nota: \*\*\*significativa a 1%, \*\*significativa a 5%, \*significativa a 10% | | | | |

As considerações mais importantes sobre os resultados apresentados na Tabela 4 indicam que quanto maior o Índice de Gini, maior a probabilidade do município constituir uma cooperativa de crédito rural solidário, bem como naqueles com maior número de pessoas ocupadas em estabelecimentos agropecuários. A probabilidade também aumenta caso o município esteja localizado na região sul.

Contrariando a premissa de que o cooperativismo estivesse mais disseminado em municípios onde o nível educacional é mais elevado, os resultados indicam que quanto maior é o nível educacional, menor é a probabilidade dos municípios constituírem uma cooperativa de crédito rural solidário. A probabilidade também reduz com o aumento da área plantada total. Da mesma maneira, o fato de o produtor ser associado a alguma cooperativa ou entidade de classe reduz a probabilidade de constituição de cooperativa no município.

Posteriormente, os escores de propensão estimados foram divididos em blocos, de modo que em todos os intervalos a média dos escores de propensão entre os municípios tratados e controles não diferiam significativamente. Em cada comparação foi utilizada a opção de suporte comum. Em seguida, para cada comparação, baseado nesses escores, os grupos controles foram selecionados pela metodologia de Pareamento por Kernel. Os erros padrão foram obtidos por *bootstrap* de 200 replicações.

Posteriormente, na região de suporte comum, foi estimado, pelo método DD, o impacto no PIB *per capita* da agropecuária, em relação à *dummy* de tratamento. O modelo foi estimado em dois momentos no tempo, 2007 e 2010 (períodos pré e pós-tratamento respectivamente). Para tanto, os dados foram organizados em formato de painel. A partir desta especificação obteve-se o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT). A análise do impacto foi realizada com base na magnitude do valor estimado para o ATT, no seu sinal e na sua significância estatística. A Tabela 5 apresenta o resultado da estimação do modelo DD calculados com as amostras de controle selecionadas pela metodologia de Pareamento por Escore de Propensão (DDM).

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| TABELA 5 – DIFERENÇAS-EM-DIFERENÇAS PONDERADAS PELO PSM | | |
|  | **DDM**  **COMPARAÇÃO 1** | **DDM**  **COMPARAÇÃO 2** |
| PIBAGROPC | 1.835,55 | 656,41 |
| Erro Padrão | 438,32 | 1.236 |
| t | 4,19 | 0,53 |
| P>|t| | 0,000\*\*\* | 0,60 |
| Fonte: Os autores, utilizando *Stata* | | |
| Nota: \*\*\*significativa a 1%, \*\*significativa a 5%, \*significativa a 10% | | |

Ao analisar os resultados, é possível identificar um efeito positivo e estatisticamente significante a 1% da criação de cooperativa de crédito rural solidário sobre o PIB *per capita* da agropecuária para a comparação 1, sendo que municípios que criaram cooperativas a partir de 2008 ou 2009 tiveram um aumento no PIB agropecuário *per capita* médio R$1.835,55 maior que os municípios sem cooperativas ao longo de todo o período. Não houve diferença significativa para a Comparação 2, como já esperado anteriormente. Em outras palavras, ganhos de renda foram observados quando se utilizou como controle os municípios que permaneceram sem cooperativas ao longo de 2006 a 2009. Quando o grupo controle eram os municípios que tinham uma cooperativa entre 2006 e 2009 não foram observados ganhos. Neste caso, de certa maneira, o PIB agropecuário dos municípios tratados em 2008 ou 2009 igualam-se aos dos municípios que já possuíam cooperativa ao longo de todo período, ou seja, que haviam sido tratados anteriormente ao período de análise. Esses resultados evidenciam a importância de criar cooperativas de crédito rural solidário nos municípios que ainda não possuem.

Resultados significativos para o coeficiente da variável de tratamento também foram verificados utilizando-se a regressão por MQP para explicar o logaritmo do PIB *per capita* municipal da agropecuária 2010 por meio de uma função de produção clássica ponderada pelos escores de propensão calculados. Os coeficientes dessa regressão são apresentados na Tabela 6 e indicam evidências de que os municípios que constituíram cooperativa de crédito rural solidário em 2008 ou 2009 apresentaram um PIB agropecuário *per capita* aproximadamente 50% maior que os municípios sem cooperativa ao longo de 2006 a 2009, significante a 10%, *ceteris paribus*. Para a Comparação 2 a variável tratamento não foi significativa.

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| TABELA 6 – FUNÇÃO DE PRODUÇÃO PONDERADA PELO ESCORE DE PROPENSÃO | | |
| **VARIÁVEIS** | **COEFICIENTES COMPARAÇÃO 1** | **COEFICIENTES COMPARAÇÃO 2** |
| lnPIBAGR2010PC (var. dep.) | |  |
| lnAPLANTOT2009PC | 0,32\*\*\* | 0,35\*\*\* |
| lnVALORBENS2006PC | 0,12\*\*\* | 0,12\*\* |
| lnOCUPADOS2006 | -0,13\*\*\* | -0,13 |
| TRAT | 0,50\* | 0,21 |
| Intercepto | 7,63\*\*\* | 8,63\*\*\* |
| Fonte: Os autores, utilizando *Stata* | | |
| Nota: \*\*\*significativa a 1%, \*\*significativa a 5%, \*significativa a 10% | | |

A área plantada total e o valor dos bens, variáveis que representam o uso da terra e o capital físico, também têm impacto positivo e significante no PIB da agropecuária, enquanto que o número de pessoas ocupadas em estabelecimentos agropecuários, que representa o capital humano, tem um sinal contrário ao esperado pela teoria, isto é, quanto maior capital humano menor produto.

**5. CONCLUSÕES**

O presente trabalho buscou evidências sobre os impactos no PIB *per capita* da agropecuária da implantação de cooperativas de crédito rural solidário nos municípios brasileiros por meio de análises quase-experimentais para dar robustez às conclusões sobre o impacto, sendo esta a principal contribuição deste estudo.

Pelo método DDM, considerando variáveis como população, coeficiente de Gini, escolaridade média, presença de agências e postos bancários, número de pessoas ocupadas em estabelecimentos agropecuários e área plantada total, verificou-se uma relação causal positiva, indicando um impacto médio da presença de cooperativas de crédito rural sobre o PIB *per capita* municipal da agropecuária de R$1.835,55, significativo a 1%, comparando os municípios que não possuíam cooperativa em 2006 e 2007 e que estabeleceram em 2008 ou 2009 com municípios que não possuíam cooperativa ao longo de todo o período. Regressões por MQO, representando uma função de produção clássica para a agropecuária, ponderadas pelos escores de propensão também retornaram coeficientes positivos para a variável de tratamento, *ceteris paribus*. Neste caso, o PIB *per capita* da agropecuária foi 50% maior para os municípios tratados, com significância de 10%.

Esses resultados evidenciam a importância de criar cooperativas de crédito rural solidário para as áreas rurais dos municípios brasileiros, principalmente naqueles que ainda não possuem, uma vez que o papel dessas cooperativas vem sendo desempenhado de forma a contribuir para o crescimento local.

Uma questão que se coloca é que a demanda por crédito, incluindo o rural, pode possuir um componente de dependência espacial, uma vez que um produtor pode buscar crédito em localidades vizinhas, dada a proximidade geográfica entre municípios, seja pela verificação de taxas mais baixas ou pela própria ausência de agências bancárias e cooperativas no município em que reside. Dessa forma, apesar de desprovido de uma instituição que conceda crédito, é possível que o município consiga um desenvolvimento regional utilizando as fontes de crédito próximas. Assim, sugere-se que estudos posteriores considerem esse fator na análise do impacto das cooperativas de crédito rural, utilizando-se de métodos como a Análise Exploratória de Dados Espaciais para tentar captar os padrões de interação espacial das variáveis estudadas. Ainda, o uso do escore de propensão generalizado, para identificar uma função de dose-resposta do impacto do número de cooperativas de crédito rural solidário presentes num município sobre o PIB *per capita* da agropecuária, bem como o volume de crédito concedido por este tipo de cooperativas, pode ser interessante para enriquecer as análises.

**6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

ABRAMOVAY, R. **A densa vida financeira das famílias pobres.** *In:* ABRAMOVAY, R. (org.). Laços financeiros na luta contra a pobreza. São Paulo: FAPESP/Annablume, 2004.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Inclusão Financeira.** 2011. Brasília.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Atualização mensal de dados.** Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?QEVSFN201301>. Acesso em: 31/3/2014.

BECKER, S.O.; ICHINO, A. Estimation of average treatment effects based on propensity score. **Stata Journal**, 2(4), p.358-377, 2002.

BERTRAND, M.; DUFLO, E.; MULLAINATHA, S. How much should we trust Differences-in-Differences Estimates? **Quarterly Journal of Economics**, 119(1), p.249-75, 2004.

BITTENCOURT, G.A.; ABRAMOVAY, R. Inovações institucionais no financiamento à agricultura familiar: o Sistema Cresol. **Economia Ensaios,** 16(1), p.179-207, 2003.

BÚRIGO, F. L. **Cooperativas de crédito.** In: PRETTO, J.M. (Org.). Cooperativismo de crédito e micro-crédito rural. Porto Alegre: Editora UFRGS, 2003.

BÚRIGO, F. L. Finanças e solidariedade: o cooperativismo de crédito rural solidário no Brasil. **Estud.soc.agric.**, Rio de Janeiro, 14(2), p.312-349, 2006.

CALIENDO, M.; KOPENING, S. **Some practical guidance for the implementation of propensity score matching**. Bonn, Germany: IZA, 2005 (IZA Discussion Papers, n. 1588).

CAPOBIANGO, R.P.; BRAGA, M.J.; SILVEIRA, S.F.R.; COSTA, C.C.M. Análise do Impacto Econômico do Crédito Rural na Microrregião de Pirapora. **RESR**, Piracicaba-SP, 50(4), p. 631-644, out/dez. 2012.

CAZELLA, A.A.; BÚRIGO, F.L. Inclusão financeira e desenvolvimento rural: a importância das organizações territoriais. **Política e Sociedade,** v.14, p.301-331, 2009.

CHAVES, S. S. O cooperativismo de crédito no Brasil: evolução e perspectivas. **Desafios do Sistema Financeiro Nacional:** o que falta para colher os benefícios da estabilidade conquistada. Rio de Janeiro: Elsevier-Campus, p.69–97, 2011.

FONTES FILHO, J.R.; MARUCCI, J.C.; OLIVEIRA, M.J. Governança cooperativa: participação e representatividade em cooperativas de crédito no Brasil. In: V Encontro de Pesquisadores Latino-americanos de Cooperativismo, **Anais...**, Ribeirão Preto, 2008.

FREITAS, A.F; FREITAS, A.F; AMODEO, N.B.P.; BRAGA, M.J. Entre a cruz e a espada: análise de um dilema do cooperativismo de crédito rural solidário. In: XLVIII Congresso da SOBER, **Anais...**, Campo Grande, 2010.

GOLDSMITH, R. W. Financial structure and development. **The Economic Journal**, v.80, n.318, p.365–367, 1969.

GONÇALVES, F.O.; SALGUEIRO, A.; KERN, A.P.; SOUZA, J. Retornos Privados do Ensino Profissionalizante, uma análise de PSM para o Brasil. In: XVI Encontro Regional de Economia - ANPEC Nordeste Fórum BNB de Desenvolvimento, **Anais...**, Fortaleza, 2011.

GURLEY, J.G.; SHAW, E.S. Financial Aspects of Economic Development. **The American Economic Review**, 45(4), p.515–538, 1955.

HECKMAN, J.; SMITH, J.; CLEMENTS. Making the Most Out of Programme Evaluations and Social Experiments: Accounting for heterogeneity in Programme Impacts. **Review of Economic Studies**,64(4), p.487-535, 1997.

HECKMAN, J.; ICHIMURA, H.; SMITH, J.; TODD, P. Characterizing selection bias using experimental data, **Econometrica**, 66(5), p.1017-1098, 1998.

HIRANO, K.; IMBENS, G.W; RIDDER, G. Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score, **Econometrica** 71, 1161-1189, 2003.

IMBENS, G. M.; WOOLDRIDGE, J. M. **Recent Development in the Econometrics Program Evaluation**. Cambridge, MA, 2008 (NBER Technical Working Paper, n. 14251).

KING, R.; LEVINE, R. Finance and growth: Schumpeter might be right. **The Quarterly Journal of Economics**, 1993.

KROTH, D.; DIAS, J. A contribuição do crédito bancário e do capital humano no crescimento econômico dos municípios brasileiros: uma avaliação em painéis de dados dinâmicos. In: XXXIV Encontro Nacional de Economia, **Anais...**, Salvador, 2006.

LECHNER, M. The estimation of Causal Effects by Difference-in-Difference Methods. **Foundations and Trends in Econometrics**,v.4, n.3, p.165-224, 2011.

LOPES, I.G.V.; LOPES, M.R.; BOMFIM, R.C. Código florestal e agricultura. **Revista de Política Agrícola**, ano XX, n.2, abr./maio/jun. 2011.

MACIEL, H.M.; KHAN, A.S. O impacto do programa de microcrédito rural (AGROAMIGO) na melhoria das condições de vida das famílias beneficiadas no estado do Ceará: um estudo de caso. **Revista de Economia e Agronegócio**, 7(1), p.103-126, 2009.

MCKINNON, R. **Money and capital in economic development**, 1973.

MEYER, R.; BUCHENAU, J. **Individual lending in rural finance: The IPC Model.** In: Seminário Current Issues on Microfinance, Joanesburgo, Africa do Sul, 2003.

MISSIO, F.J.; JAYME JR., F.G.; OLIVEIRA, A.M.H.C. Desenvolvimento financeiro e crescimento econômico: teoria e evidência empírica para os estados brasileiros (1995-2004). Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2009. 33p. (**Texto para discussão**; 379).

PEIXOTO, B.T.; ANDRADE, M.V.; AZEVEDO, J.P. Prevenção e controle de homicídios: uma avaliação de impacto no Brasil. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2008. 30p. (**Texto para discussão**; 337).

PORTO, W.S. Avaliação de Desempenho de Cooperativas de Crédito Rural Baseada no Uso do Balanced Scorecard: Uma Proposta de Modelo. **Dissertação de Mestrado**, Universidade Federal de Santa Catarina. Florianópolis, 2002.

RAMOS, M. Aspectos conceituais e metodológicos da avaliação de políticas e programas sociais. **Planejamento e Políticas Públicas,** n.32, jan./jun. 2009.

RAVALLION, M. **Evaluating anti-poverty programs.** In: EVENSON, R.E.; SCHULTZ, T.P. Handbook of Development Economics. Amsterdam: World Bank, p.2-79, 2005.

ROCHA, B.D.P.; NAKANE, M. Sistema financeiro e desenvolvimento econômico: evidências de causalidade em um painel para o Brasil. In: XXXV Encontro Nacional de Economia. **Anais…**, Recife,2007.

ROSENBAUM, P.; RUBIN, D. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v.70, n.1, p.41-55, 1983.

SILVA, M. Impacto do Sistema Cooperativo de Crédito na Eficiência do Sistema Financeiro Nacional. **Working Papers Series**, 2011. Brasilia.

SOARES, M.M., MELO SOBRINHO, A.D. **Microfinanças: o papel do Banco Central do Brasil e a importância do cooperativismo de crédito**. Brasília: BCB, 2007.

1. Doutorandos do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico (PPGDE) da Universidade Federal do Paraná (UFPR). E-mail: mandymss@gmail.com, elidecir@gmail.com; [↑](#footnote-ref-1)
2. Professores adjuntos do Departamento de Economia da UFPR. E-mail: f.goncalves@ufpr.br, avsampaio@ufpr.br [↑](#footnote-ref-2)