

# Impacto socioeconômico da cultura da soja nas áreas mínimas comparáveis do Brasil

## *Socioeconomic impact of soybean crop in the minimum comparable areas of Brazil*

Antonio Octaviano de Andrade Neto<sup>1</sup> , Augusta Pelinski Raiher<sup>1,2</sup> 

<sup>1</sup>Programa de Pós-graduação em Economia, Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG), Ponta Grossa (PR), Brasil. E-mails: netoandrade@gmail.com, apelinski@gmail.com

<sup>2</sup>Programa de Pós-graduação em Ciências Sociais, Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG), Ponta Grossa (PR), Brasil.

**Como citar:** Andrade Neto, A. O., & Raiher, A. P. (2024). Impacto socioeconômico da cultura da soja nas áreas mínimas comparáveis do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 62(1), e267567. <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2022.267567>

**Resumo:** Este artigo avalia o efeito do cultivo da soja sobre o nível de desenvolvimento socioeconômico e do crescimento econômico das AMC's (Áreas Mínimas Comparáveis) brasileiras, entre os anos de 1991 e 2010. Para isso, foram estimados os modelos Diferenças em Diferenças com Escore de Propensão (DDM), avaliando o impacto de *ser produtor de soja* no Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* e nas dimensões do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M). Os resultados demonstraram que a produção de soja não impactou o IDH-M global, apresentando efeito positivo apenas no IDH-M-conhecimento. No caso da dimensão *longevidade*, identificou-se um impacto negativo, possivelmente em decorrência do uso intensivo de agrotóxicos, que afeta a saúde dos trabalhadores rurais e moradores de localidades próximas. No caso do *crescimento econômico*, o efeito foi positivo, inferindo que "ser uma AMC produtora de soja" tende, na média, a intensificar o PIB *per capita*.

**Palavras-chave:** soja, desenvolvimento econômico, crescimento econômico, diferenças em diferenças com escore de propensão.

**Abstract:** This article evaluated the effect of soybean cultivation on the level of socioeconomic development and economic growth of the Brazilian AMC's (Minimum Comparable Areas), between the years 1991 and 2010. For this, the models Differences in Differences with Propensity Score were estimated. (DDM), evaluating the impact of "being a soybean producer" on the Gross Domestic Product (GDP) *per capita* and on the dimensions of the Municipal Human Development Index (HDI-M). The results showed that soybean production did not impact the global HDI-M, with a positive effect only on the HDI – knowledge. In the case of the *longevity* dimension, a negative impact was identified, possibly due to the intensive use of pesticides, which affects the health of rural workers and residents of nearby locations. In the case of *economic growth*, the effect was positive, inferring that "being a soy-producing AMC" tends, on average, to intensify GDP *per capita*.

**Keywords:** soybean, economic development, economic growth, differences in differences with propensity score.

## 1. INTRODUÇÃO

Até a década de 1960, a literatura produzida sobre o crescimento econômico limitava a agricultura um papel passivo, cabendo aos setores urbanos, em especial, a indústria, o papel principal na indução do desenvolvimento econômico. Desde aquele período, surge um novo pensamento sobre a importância do meio rural em tal processo, com destaque para as publicações de Johnston & Mellor (1961) e Timmer (1992), os quais buscavam relacionar melhorias no desenvolvimento econômico com a atividade agrícola.

Tais estudos convergiam acerca da importância do relacionamento entre o setor agrícola e os demais setores, havendo um efeito multiplicador e indutor do emprego e da renda na economia como um todo, resultado direto dos encadeamentos gerados. Ademais, a agricultura desempenhava algumas funções (por exemplo, produzir alimentos e matérias-primas, gerar



divisas para a importação de máquinas e equipamentos, ser o mercado para a indústria, etc.), as quais se tornariam a base para o processo de industrialização e de crescimento econômico de uma região (Johnston & Mellor, 1961). Atualmente, a agricultura se tornou mais integrada ao sistema produtivo, induzindo a montante e a jusante o processo econômico.

Nesse contexto, o *desenvolvimento agrícola* significa uma ampliação da dinâmica em outros setores da economia, impulsionando a atividade como um todo e promovendo crescimento econômico local. No caso do Brasil, a agricultura conseguiu exercer esses papéis – especialmente com o cultivo do café – durante as primeiras décadas de avanço da economia brasileira, contribuindo para o processo de industrialização do país.

Em economias que já ultrapassaram as primeiras fases do desenvolvimento, a agricultura continua sendo importante, seja pelos seus encadeamentos a montante e a jusante, como também por sua inserção internacional. Com efeito, os dados acerca do agronegócio brasileiro demonstram uma participação relevante do setor na economia do país, correspondendo o setor a 26,6% do PIB, além de ser responsável por 48% das exportações brasileiras (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, 2021).

Isto posto, pode-se inferir que a produção agrícola dinamiza as economias locais; todavia, ainda são escassas as evidências acerca de seus transbordamentos para outras dimensões do desenvolvimento, questionando seu impacto no bem-estar populacional. Para fazer essa análise, este artigo avaliou uma das culturas mais importantes do setor, a soja, investigando a relevância da sua produção naquela dinâmica.

A soja em grãos é protagonista na agricultura brasileira por diferentes razões: é a cultura que tem o maior espaço territorial dedicado a sua produção, utilizando 55% de toda área produzida, e é uma das culturas mais importantes para a geração da renda rural, contribuindo com 51% do valor de produção total da agricultura (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2019).

Ademais, conforme inferem Richards et al. (2015), a soja se apresenta como principal motor da agricultura brasileira em decorrência dos seus elevados encadeamentos. Tais gastos de excedente agrícola são alocados em setores urbanos, gerando uma cadeia produtiva que depende dos lucros dessa cultura. Siqueira & Siffert Filho (2001) salienta que, desde a década de 1980, a produção da soja no Brasil se elevou expressivamente, sendo classificada como um novo ciclo de cultura agrícola, tal como os ciclos do café e da cana-de-açúcar. Para o autor, sua expansão impactou o crescimento econômico dos estados do Sul e Sudeste, além de modificar a estrutura produtiva do Centro-Oeste, surgindo como uma alternativa para aceleração do desenvolvimento de algumas regiões do Nordeste do país.

Isto posto, a crescente participação do grão na dinâmica da economia nacional e no mercado internacional tende a acarretar efeitos diretos na economia nacional; porém, as externalidades desse avanço sobre o bem-estar populacional ainda não foram exploradas a contento pela literatura da área. Nesse sentido, o objetivo deste estudo é avaliar o efeito do cultivo da soja sobre o nível de desenvolvimento socioeconômico e do crescimento econômico das AMC's (Áreas Mínimas Comparáveis)<sup>1</sup> brasileiras, entre os anos de 1991 e 2010. Para tal, como *proxy* para o desenvolvimento, foi utilizado o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M) e seus componentes, e para o crescimento econômico considerou o PIB (Produto Interno Bruto) *per capita*.

Ressalta-se que o principal diferencial deste artigo está na metodologia aplicada para avaliação do impacto de *ser produtor de soja* no desenvolvimento e crescimento econômico, utilizando o método Diferenças em Diferenças com Escore de Propensão, o qual é a combinação do Diferenças

<sup>1</sup> Uma vez que os dados utilizados para esta pesquisa se referem aos anos censitários de 1991 e 2010, a análise municipal se torna inviável, dada a constante criação de municípios no decorrer do tempo. Por isso, considerou-se a configuração espacial de Áreas Mínimas Comparáveis (AMCs), que consiste em agrupar os dados dos novos municípios (existentes em 2010) aos daqueles que os originaram (ano base de 1991), constituindo 4298 AMCs no Brasil.

em Diferenças com o *Propensity Score Matching*. Estudos, como o de Brum et al. (2009), Oderich & Waquil (2019) e Castro & Lima (2016) analisaram a associação existente entre a produção de soja e o desenvolvimento socioeconômico; entretanto, o fizeram de forma exploratória ou com análises comparativas. A proposta metodológica deste artigo reduz o possível viés de seleção por características observáveis e não observáveis e o potencial viés em decorrência de ausência de suporte comum entre tratados (AMC que produzem soja) e controles (que não produzem o grão), se apresentando como uma metodologia mais robusta para se fazer tal tipo de investigação.

Por fim, este trabalho está composto por cinco seções, incluindo esta introdução. Na segunda, retoma-se a evolução da teoria de desenvolvimento econômico e a importância da agricultura, com apresentação de evidências empíricas. A seção três traz os elementos metodológicos, apresentando o método Diferenças em Diferenças com Escore de Propensão (DDM). Na sequência, são apresentados os resultados da pesquisa. Por fim, têm-se as conclusões do estudo.

## 2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

A discussão acerca da relação entre o meio rural e o processo de desenvolvimento econômico é antiga, datando das obras de autores clássicos, sendo Ricardo aquele que mais se debruçou sobre esse tema (cf. Albuquerque & Nicol, 1987). O autor não vislumbrava a agricultura como um setor capaz de impulsionar o desenvolvimento – pois, para a época, ele era gerado apenas pela industrialização – porém considerava-o como fator limitante desse processo, especialmente por seus rendimentos marginais decrescentes.

No início do século XX, economistas mais contemporâneos voltaram a questionar o papel da agricultura no desenvolvimento, indicando uma produção mais ativa do setor. Um destes autores é Lewis (1954), o qual, ao assumir a existência de um excedente de mão de obra no campo, inferiu, acerca da transferência de trabalhadores para o meio urbano, uma forma de manter constante o custo médio industrial, mesmo com a ampliação da produção. Isso tenderia a elevar os lucros do capitalista com o aumento do investimento, impactando o nível de desenvolvimento da economia.

Essa percepção quanto à importância da agricultura no processo de desenvolvimento também é verificada nas etapas de desenvolvimento de Rostow (1971). Em síntese, quando o setor começa a aceitar e assimilar as novas tecnologias, tem-se um aumento na produtividade rural, com o transbordamento dos excedentes para o meio urbano. A agricultura começa a ceder lugar para o setor industrial e o de serviços, e ganha importância como provedora de alimentos para a população, como demandante de bens manufaturados e fornecedora de recursos para investimento em outros segmentos da economia.

North (1977) igualmente enfatiza o papel relevante da agricultura no processo de desenvolvimento, salientando que a produção de bens agrícolas pode funcionar como fator de indução do crescimento econômico, especialmente quando ele está direcionado para o mercado internacional. Essa inserção na dinâmica externa conduz a uma injeção de renda em âmbito local, efetivando um efeito multiplicador do emprego e da renda, induzindo o desenvolvimento de outras atividades não agrícolas.

Portanto, os autores contemporâneos rompem com a visão dos clássicos acerca do papel passivo dado ao setor agrícola, reconhecendo no setor a função de induzir o processo de desenvolvimento econômico. Em síntese, Johnston & Mellor (1961) destacam cinco vias de contribuição agrícola para o desenvolvimento econômico, quais sejam: fornecimento de alimentos e matérias-primas para o urbano-industrial; ampliação das exportações de produtos agrícolas, aumentando a renda interna e gerando divisas; liberação de mão de obra agrícola; formação de capital; e formação de mercado para os produtos industriais.

À medida que as economias e os setores produtivos se desenvolvem, a agricultura deixa de assumir alguns desses papéis (como a de fornecedora de mão de obra, por exemplo), atuando mais fortemente no encadeamento produtivo. Tem-se, assim, a integração vertical da produção no meio rural inserida num complexo de contratos e de governança, formando uma cadeia produtiva – o agronegócio (Zylbersztajn, 2014).

Essa potencial inter-relação dos segmentos não agrícola com o meio rural, tanto a montante como a jusante deste último, cria um processo cumulativo do desenvolvimento, com retroalimentações (Ferreira & Lanjouw, 2001). Assim, nessa nova dinâmica produtiva da agricultura, a qual se apresenta mais dependente das relações industriais, o campo deixa de centralizar todo o processo produtivo, o qual se estende a outros segmentos da economia.

Isto posto, pode-se inferir que conforme a economia se desenvolve, o setor rural transforma seu processo produtivo, modificando sua relação com outros setores, alterando suas funções no próprio desenvolvimento econômico de uma região (Timmer, 1992).

## 2.1 Setor agrícola e o desenvolvimento: evidências empíricas

Os trabalhos empíricos que analisam a importância da agricultura no crescimento econômico são mais presentes na literatura. Ligon & Sadoulet (2018), por exemplo, analisaram 62 países, no período de 1978 a 2011, e concluíram que a renda da agricultura afeta diferentemente a economia de cada nação, sendo proporcionalmente mais benéfica para os mais pobres. Segundo os autores, à medida que os países se desenvolvem, a agricultura vai perdendo participação na dinâmica da economia, com migração do campo para o meio urbano.

Resultado similar foi verificado por Awokuse & Xie (2015), os quais estudaram 15 economias em desenvolvimento e em transição, durante os anos de 1971 a 2006 (países da Ásia, África e América Latina). Identificaram um efeito forte da agricultura na dinâmica dos países da Ásia, inferindo que as políticas de liberalização do mercado estimularam o desempenho do setor. Para parte dos países da África, os resultados foram positivos, especialmente para aqueles nos quais a agricultura ainda representa a maior parte da economia. No caso da América Latina, a inserção internacional dos produtos do meio rural é a principal fonte de efeito do setor na economia. Nesse sentido, a exportação dos países selecionados, especialmente a do Brasil, se apresenta como elemento-chave na determinação dos efeitos da agricultura no PIB.

Nessa linha de análise, Edeme et al. (2016) investigaram a exportação agrícola de 15 países africanos entre os anos de 1980 e 2013, evidenciando um efeito positivo e estatisticamente significativo na economia. Verter & Becvarova (2016) também observaram uma causalidade bidirecional entre as exportações agrícolas e o crescimento do PIB, ao estudarem a Nigéria entre os anos de 1980 e 2012. Ou seja, a inserção internacional do setor é uma das principais vias para a ocorrência de efeito direto na economia.

As análises mais recentes e específicas para o Brasil focam, em sua maioria, no impacto do agronegócio sobre a economia, entendendo como superadas as funções iniciais que a agricultura teria, como a de fornecedora de mão de obra (Colle, 2012). Nesse escopo, Bessa & Fachinello (2016) identificaram uma importância expressiva desse segmento na dinâmica de formação do PIB brasileiro, em decorrência dos encadeamentos que a agroindústria apresenta com os demais setores.

No que se refere à importância da agricultura no bem-estar da população, os trabalhos são mais escassos e ambíguos. Self & Grabowski (2007) analisaram 89 países da África, América Latina, Oriente Médio e Europa, focando na modernização agrícola. Como corolário, identificaram que o aumento na produtividade do meio rural afeta positivamente o desenvolvimento humano.

Lindner & Wagner (2020), ao analisar 27 países da África Subsaariana entre 1990 e 2019, identificaram um impacto positivo da agricultura no desenvolvimento humano; entretanto, o coeficiente obtido não foi tão expressivo quanto o de outros segmentos da economia (como o da indústria). Ademais, os autores inferem que melhorias na saúde e educação são mais efetivas para a intensificação do bem-estar do que a expansão da produção agrícola, cenário que pode estar relacionado ao nível de desenvolvimento apresentados por estes países.

Oduor (2019), ao investigar a relação entre o meio rural e o bem-estar do Quênia, não identificou efeito positivo. O autor justifica tal resultado pela rápida mudança na composição do PIB do país, de modo que a agricultura cedeu lugar para o setor de serviços, com a diversificação da economia, havendo pouco engajamento para a elevação da produtividade do meio rural.

Em síntese, no caso da relação entre a agricultura *versus* bem-estar, há um direcionamento para a existência de impactos positivos especialmente quando se analisa a modernização da agricultura, com elevação da produtividade. Ademais, dependendo do nível de desenvolvimento da região, o efeito tende a ser maior ou menor. Para o Brasil, não foram identificados trabalhos específicos executando tal investigação, observaram-se apenas pesquisas pontuais para espaços, específicas para o país ou para produtos (Richards et al., 2015; Zambra et al., 2015; Martinelli et al., 2017).

### 3. METODOLOGIA

Conforme apresentado na seção anterior, existem diferentes canais pelos quais a produção agrícola pode afetar o crescimento econômico e o bem-estar da população. Nesse sentido, esta pesquisa objetivou avaliar o efeito do cultivo da soja sobre o desenvolvimento e crescimento econômico das AMC's (Áreas Mínimas Comparáveis). Para tanto, aplicou-se o método Diferenças em Diferenças com Escore de Propensão (*Double Difference Matching – DDM*).

Esse método decorre da combinação do Pareamento por Escore de Propensão (*Propensity Score Matching – PSM*) e do método Diferenças em Diferenças (*Double Difference – DD*). Este último mitiga o possível viés de seleção por características não observáveis, enquanto o PSM suaviza o viés oriundo das características observáveis e da ausência de suporte comum.

Na primeira etapa, é estimado o escore de propensão, visando parear as AMCs produtoras de soja em 2010 que não produziam em 1991 (denominadas de grupo de tratamento) às AMCs que não produziam soja tanto em 1991 quanto em 2010 (doravante, chamado *grupo de controle*). Esse pareamento é feito com base nas características observadas do ano-base, ou seja, 1991. Com base nessa seleção, é mensurado o efeito de ser uma AMC produtora de soja no desenvolvimento e no crescimento econômico, estimativa ponderada pelo inverso da probabilidade de tratamento<sup>2</sup>.

A *proxy* utilizada para o *crescimento econômico* correspondeu ao PIB (Produto Interno Bruto) *per capita*, e para o *desenvolvimento* utilizou-se o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M) e seus componentes (*renda, longevidade e conhecimento*). No caso do IDH-M, ele foi escolhido por ser o único índice disponível para todas as AMCs nos anos analisados (1991 e 2010). Ademais, em outros trabalhos que buscavam relacionar a agricultura ao bem-estar populacional, também se utilizou o IDH-M como *proxy* (Oduor, 2019; Self & Grabowski, 2007; Lindner & Wagner, 2020; entre outros).

Sabe-se que o desenvolvimento vai além dos três componentes que compõem o IDH-M; entretanto, os indicadores que o formam são abrangentes, extrapolando a dimensão puramente econômica (Sant'Ana, 2008). Existem várias críticas quanto a sua capacidade de mensurar o bem-estar (Bagolin & Comim, 2008; Jannuzzi et al., 2013), não captando a contento a evolução

<sup>2</sup> Salienta-se que essa metodologia é comum em pesquisas da área de avaliação, por exemplo, Schuntzemberger et al. (2015) e Freitas & Paes (2022).



da qualidade de vida frente às transformações das políticas sociais; contudo, conforme Jannuzzi et al. (2013, p. 66) inferem, o IDH-M “está baseado em uma orientação ideológica minimalista do papel do Estado, com uma visão muito restritiva de política social”. Como nesta pesquisa não se está analisando o efeito de uma política social específica, mas sim a dinâmica de uma atividade produtiva, tais gargalos não interferem substancialmente nos resultados.

Na sequência, são apresentados os métodos PSM, DD e DDM, findando com a estratégia empírica utilizada.

### 3.1 Propensity Score Matching (PSM)

O método PSM visa parear unidades da amostra por um escore estimado em função da probabilidade condicional de recebimento do tratamento (ou seja: ser uma AMC produtora de soja). O cálculo desse escore foi efetivado por meio de uma regressão *probit*, diante da eleição de um rol de covariadas (conforme apresentado no Quadro 1).

Ao se buscarem AMCs do grupo de tratamento (AMC não produtora de soja em 1991 e que passou a produzir em 2010) similares ao do grupo de controle (AMCs que não produziam soja em 1991 e nem em 2010), pode-se incorrer no problema da *multidimensionalidade*, ou seja, uma AMC<sub>i</sub> pode ser similar a AMC<sub>j</sub> na característica A, mas também pode ser próxima à AMC<sub>m</sub> na característica B. Neste caso, a dificuldade estaria em estabelecer com qual outra a AMC<sub>i</sub> poderia ser comparada. O PSM minimiza esse problema, calculando a probabilidade de cada AMC receber o tratamento, levando em consideração suas características observáveis (covariadas), cálculo efetuado por meio da regressão *probit*. Mensura-se, assim, um escore de propensão para cada AMC, tratada e de controle, o qual é considerado na comparação entre as observações.

Para Heckman et al. (1997), a utilização do escore de propensão tem por finalidade eliminar dois potenciais vieses diante de uma análise experimental. O primeiro deles seria identificar a probabilidade de uma AMC ser produtora de soja, condicionada às suas características observáveis, representadas pelas covariadas. Nesse sentido, a qualidade do pareamento seria mensurada pela semelhança da distribuição de tais características observáveis entre os grupos de tratamento e de controle. O segundo viés seria sanado com base na criação de um suporte comum, pois diante do pareamento existiriam unidades de ambos os grupos comparáveis, dada a similaridade entre suas características observáveis.

Isto posto, o efeito médio (*Average Treatment Effect - ATT*) de ser produtora de soja, enquanto um fator significativo para a determinação do *desenvolvimento socioeconômico* ( $y$ ), e dos *não produtores de soja* ( $y^n$ ), pode ser assim representado (Heckman et al., 1997):

$$E(y_1^r | D=1) - E(y_1^{nr} | D=0) = \beta_1^r - \beta_1^{nr} + E(v_1^r | D=1) - E(v_1^{nr} | D=0) \quad (1)$$

Em (1) tem-se a estimação dos coeficientes das  $X$  covariadas para cada grupo ( $\beta^r, \beta^n$ ) da amostra e respectivos termos de erro da regressão ( $v^r, v^n$ ). Nesse caso, a propensão de determinada AMC ser produtora de soja é simbolizada pela variável latente:

$$D_i^* = \gamma Z_i + v_i \quad (2)$$

Nessa equação:  $\gamma$  é o vetor dos coeficientes,  $Z$  o vetor das covariadas e  $v$  um termo de erro, atribuindo-se em (2) o valor “1” diante do recebimento do tratamento ( $D = 1$ ) e “0” em caso contrário ( $D = 0$ ).

### 3.2 Estimador de Diferenças em Diferenças

A utilização do estimador de diferenças em diferenças (*Double Difference- DD*) busca controlar os efeitos fixos não observáveis e também mensurar o impacto específico de ser uma AMC produtora de soja na evolução do desenvolvimento socioeconômico. Para isso, tem-se como hipótese a existência de trajetórias paralelas no efeito médio decorrente do tratamento entre os grupos da análise, assumindo-se também que a diferença não observada nesse efeito médio é invariável no tempo (Heckman et al., 1997). Desse modo, ao se utilizar o estimador DD, anula-se o viés de seleção existente na amostra e a potencial autocorrelação dos resíduos do modelo econométrico estimado.

Para isso, a adoção deste estimador demanda a informação sobre as características observáveis entre os grupos de tratamento e de controle em pelo menos dois períodos de tempo [1991 ( $t = 0$ ) e 2010 ( $t = 1$ )]. Para a utilização do estimador DD, promoveu-se o cálculo da diferença média do IDH-M e seus componentes e do PIB *per capita* entre as unidades da amostra pertencentes aos grupos de tratamento ( $y_{it}^r$ ) e controle ( $y_{it}^{nr}$ ) antes ( $t = 0$ ) e após ( $t = 1$ ) ser uma AMC produtora de soja:

$$DD_i = E\left(y_{i1}^r - y_{i0}^r | D_{i0} = 1\right) - E\left(y_{i1}^{nr} - y_{i0}^{nr} | D_{i1} = 0\right) = E\left(G_{i1}^r | D_{i1} = 1\right) - E\left(G_{i1}^{nr} | D_{i1} = 0\right) \quad (3)$$

Dessa equação, tem-se  $G_{it} = y_{it}^r - y_{it}^{nr}$  como representação das diferenças entre os grupos de tratamento ( $D_{it} = 1$ ) e controle ( $D_{it} = 0$ ), que não pode ser estimada de forma direta, demandando a utilização do grupo de controle como contrafactual do grupo de tratamento para o cálculo do efeito médio do tratamento sobre as unidades pertencentes a este último.

### 3.3 Diferenças em Diferenças com Escore de Propensão e a Estratégia de Estimação (DDM)

A hipótese do método DDM é de que a seleção de unidades da amostra para pertencimento ao grupo de tratamento pode ser condicionada à presença de  $X$  características não observadas fixas no tempo, as quais impactam tanto a escolha como os efeitos médios existentes sobre o grupo de tratamento (4):

$$DD_{nr,tr} = E\left(y_{i1}^r - y_{i0}^{nr} | D_i = 1, X_i\right) - E\left(y_{i1}^{nr} - y_{i0}^{nr} | D_i = 0, X_i\right) \quad (4)$$

Nessa equação:  $DD_{nr,tr}$  representa o estimador do efeito médio (ATT), diante da seguinte condição:

$$E\left(y_{i1}^{nr} - y_{i0}^{nr} | D_i = 1, X_i\right) - E\left(y_{i1}^{nr} - y_{i0}^{nr} | D_i = 0, X_i\right) \quad (5)$$

Nessa condição, o escore de propensão promove o pareamento das unidades pertencentes aos grupos de tratamento e controle no ano base ( $t = 0$ ), sendo então o impacto do tratamento estimado com base nas unidades pareadas após estabelecido o suporte comum entre elas. A mensuração das diferenças em diferenças recebe a seguinte formalização

$$DD_i = \left(y_{i1}^r - y_{i0}^r\right) - \sum_{j \in C} \omega(i, j) \left(y_{j1}^{nr} - y_{j0}^{nr}\right) \quad (6)$$

Nessa equação,  $\omega(i, j)$  é o peso atribuído à  $j$ -ésima unidade pertencente ao grupo de controle (C), pareada com a  $i$ -ésima unidade de tratamento. Para as unidades do grupo de tratamento, o peso assume o valor 1, enquanto para as unidades de controle  $P^*(X) / (1 - P^*(X))$ , sendo

$P^*(X)$  equivalente ao escore de propensão representativo da probabilidade das AMCs serem produtoras de soja, dadas as  $X$  covariadas.

Em síntese, DDM é aplicado em duas etapas: na primeira, obtém-se o escore de propensão para criar o suporte comum entre as unidades dos grupos de controle e tratamento (via estimação do modelo *probit*); a segunda é consolidada pela estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), utilizando-se a metodologia DD visando mensurar o impacto de ser produtora de soja no IDH-M e seus componentes e no PIB *per capita*. A equação de regressão apresenta a seguinte estrutura genérica

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 t + \tau DD_i T_i + \varepsilon \tag{7}$$

Nessa apresentação,  $Y_i$  representa a diferença no desenvolvimento socioeconômico das AMCs brasileiras no período de 1991 e 2010;  $\beta_0$  refere-se ao intercepto comum a todas as AMCs;  $\beta_1$  estima o efeito específico de ser uma AMC produtora de soja;  $\beta_2$  estima os efeitos temporais comuns aos dois grupos;  $\tau$  refere-se ao impacto médio de ser produtor de soja para a evolução do desenvolvimento socioeconômico na AMC  $i$ ;  $T$  refere-se ao grupo de tratados, e  $t$  é o tempo.

### 3.4 Variáveis utilizadas e estratégia empírica

A estimação do escore de propensão foi realizada via modelo *probit*(8). As covariadas utilizadas em (8) encontram-se no Quadro 1, ressaltando que a variável dependente correspondeu a uma variável binária: AMC recebeu 1 se não produziu soja em 1991 e passou a produzir em 2010, e AMC recebeu 0 se ela não produziu o grão em ambos os anos. Todas as covariadas estavam no período inicial (1991) e apresentaram semelhanças entre os grupos de controle e tratamento após o pareamento, conforme teste de diferença de médias (cf. Apêndice).

$$P(T_i = 1 | X_i) = \frac{1}{1 + e^{-X_i \beta}} \tag{8}$$

Nessa equação,  $P(T_i = 1 | X_i)$  denota-se como a probabilidade da AMC ser produtora de soja, considerando suas covariadas (Quadro 1).

**Quadro 1** - Covariadas, descrição e fonte – Modelo Probit (8)

Covariada	Descrição	Fonte
Temperatura média anual (em °C) no verão – TEMPVER	Proxy para clima propício para o plantio de soja. Temperatura média entre 20°C e 30°C são as ideais, ressaltando que acima de 40°C são impróprias para o bom desenvolvimento do grão.	Instituto Nacional de Meteorologia
Quantidade de chuvas (em mm.) no verão – CHUVVER	A oferta de chuva tende a influenciar o desenvolvimento da soja (Silva et al., 2016).	Instituto Nacional de Meteorologia
Área plantada (ha) com culturas temporárias – ÁREATEMPORARIA	A suposição é que se a AMC tem um baixo percentual da sua área destinada para o plantio de culturas temporária, teria pouco espaço para a produção de soja.	IBGE
Produção de Milho (ton.) – MILHO	A correlação entre a produção de milho e a da soja é dúbia na literatura: podem atuar como concorrentes (São Paulo, 2019), mas também como complementares, dada a rotação de cultura (Cruz et al., 2021).	Produção Agrícola Municipal (PAM)
Participação da Agropecuária no PIB (Produto Interno Bruto) – PARTAGRO	A suposição é de que quanto mais rural for a economia da AMC, maiores são as chances de ser uma produtora de soja.	IBGE

Fonte: Os autores.



Quadro 1 - Continuação...

Covariada	Descrição	Fonte
Dummy: AMC de Estados mais produtores da soja – DUMMY	Visa captar aspectos específicos de cada Estado, os quais possam favorecer a produção de soja. AMC recebeu 1 se está localizado nos cinco principais estados produtores (Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Paraná e Rio Grande do Sul), e 0 caso contrário.	Produção Agrícola Municipal (PAM)
Gini da Terra – GINITERRA	Alguns autores, como Domingues et al. (2014), inferem que a produção de soja tende a se concentrar especialmente em grandes propriedades rurais.	IBGE

Fonte: Os autores.

O grupo de tratamento correspondeu a todas as AMCs que produziram soja em 2010, mas não produziam em 1991 (363 AMCs) e os de controle abrangeu as que não produziram soja tanto em 1991 como em 2010 (2.852 AMCs), ressaltando que se realizaram testes considerando cortes de produção para análise de robustez, sem modificações expressivas nos resultados.

Na Tabela 1, é apresentada a estatística descritiva das covariadas do Quadro 1, separadas por grupos de tratamento e de controle.

Tabela 1 - Estatística descritiva das covariadas do Modelo Probit (8) – AMCs do Brasil - 1991

Variável	Tratamento		Controle		Total	
	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.
TEMPVER	24,17	0,03	24,90	0,02	24,80	0,03
CHUVVER	211,09	1,00	154,30	1,02	160,70	1,01
ÁREATEMPORARIA	5561,54	72,93	4286,30	71,50	4430,30	72,80
MILHO	37,05	0,23	29,40	0,28	30,30	0,25
PARTAGRO	26,57	0,14	16,17	0,18	17,34	0,16
DUMMY	0,35	0,003	0,05	0,002	0,09	0,003
GINITERRA	0,83	0,002	0,84	0,001	0,84	0,001

Fonte: Os autores.

Após o modelo *probit* ter sido estimado (8), testaram-se quatro métodos de pareamento – o de vizinho mais próximo (um, dois e três com reposição e sem reposição), Kernel, Caliper e o método do raio – e o escolhido foi aquele que reduziu de forma mais expressiva a diferença entre as covariadas dos grupos de tratamento e controle e ofertou o melhor suporte comum para a análise, correspondendo ao pareamento por dois vizinhos mais próximos.

Na segunda etapa, após o pareamento do grupo de controle e de tratado, estimaram-se cinco regressões lineares DDM (7) com dados de 1991 e 2010:

- ✓ Estimativa (i): variável dependente correspondeu ao IDH-M (*proxy* para o desenvolvimento socioeconômico) em função da despesa total *per capita* com educação e do número de estabelecimentos *per capita*. Basicamente, seguiu-se a construção de Oduor (2019), o qual, ao analisar o desenvolvimento do Quênia, elencou variáveis representativas da atividade produtiva do país, incluindo uma variável *proxy* para os gastos do Governo voltados ao bem-estar (impostos). Nesta pesquisa, a *proxy* para estrutura produtiva correspondeu aos estabelecimentos *per capita* e, para os gastos sociais utilizou-se despesa total *per capita* com a educação. No caso desta última, apresentou-se alta correlação (acima de 0,60) com outras despesas sociais, e, por isso, manteve-se apenas esta última.
- ✓ Estimativa (ii): a variável dependente correspondeu ao IDH-M renda, e como variáveis de controle consideraram-se os estabelecimentos *per capita* como *proxy* para capital físico e, para os gastos sociais e de infraestrutura, utilizou-se despesa total *per capita* (Raiher & Ferrera de Lima, 2014; Santos et al., 2010).

- ✓ Estimativa (iii): IDH-M longevidade como dependente em função do IDH-M renda e despesa total *per capita* com a educação (Raiher & Ferrera de Lima, 2014).
- ✓ Estimativa (iv): a variável dependente correspondeu ao IDH-M conhecimento e o IDH-M renda e despesa total *per capita* como variáveis explicativas. Raiher & Ferrera de Lima (2014) evidenciam que tanto o IDH-M conhecimento como o IDH-M longevidade são influenciados pela dinâmica econômica dos indivíduos, além da atuação das inversões do estado.
- ✓ Estimativa (v): seguiu o Modelo de Mankiw-Romer-Weil (Mankiw et al., 1992), tendo o PIB *per capita* como variável dependente em função dos estabelecimentos *per capita* (*proxy* para o capital físico) e percentual da população com pelo menos ensino médio completo (*proxy* para capital humano).

As variáveis explicativas de cada modelo estão descritas no Quadro 2 e a estatística descritiva encontra-se na Tabela 2.

**Quadro 2** - Variável explicativa, descrição, fonte e modelo em que foi incluída (Modelo) – DDM

Variável	Descrição	Fonte	Modelo
Número de estabelecimentos <i>per capita</i> – ESTAB	<i>Proxy</i> para o capital físico, para atividade produtiva, conforme aplicado no modelo Mankiw-Romer-Weil (Mankiw et al., 1992) e em Oduor (2019).	RAIS e IBGE	i; ii; v
Percentual da população com pelo menos ensino médio completo – CAPHUM	<i>Proxy</i> para o capital humano baseado no modelo de Mankiw-Romer-Weil (Mankiw et al., 1992)	RAIS e IBGE	v
Despesa pública total <i>per capita</i> – DESPESAS	Despesa pública total <i>per capita</i> , a qual capta não apenas os investimentos nas áreas sociais e culturais, mas em outros segmentos que podem afetar a atividade produtiva (Santos et al., 2010).	Ipeadata	ii
IDH-M renda – IDHMR	Conforme demonstrado em Raiher & Ferrera de Lima (2014), as dimensões sociais do IDH-M tem alta relação com a dinâmica econômica da AMC.	Atlas do Desenvolvimento	iii; iv
Despesa total <i>per capita</i> com educação – DESPEDUC	<i>Proxy</i> para investimento com gastos sociais em (i)* e como insumos necessários para a formação de capital humano em (iii) (Raiher & Ferrera de Lima, 2014).	Ipeadata	i; iii
Despesa total <i>per capita</i> com saúde – DESPSAUDE	Mensura o investimento na saúde (Raiher & Ferrera de Lima, 2014).	Ipeadata	vi

**Fonte:** Os autores. Nota: \* identificou alta correlação (acima de 0,60) desta variável com DESPSAUDE, então optou-se por manter apenas uma delas na estimativa.

**Tabela 2** - Estatística descritiva das variáveis explicativas do modelo (7) – 1991 e 2010

Variável	Tratamento		Controle		Total	
	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.
ESTAB	0,01	0,001	0,08	0,003	0,008	0,002
CAPHUM	38,87	0,32	41,03	0,35	40,79	0,33
DESPESAS	680,17	9,38	607,3	9,34	616,09	9,37
IDHMR	0,61	0,001	0,55	0,001	0,56	0,001
DESPEDUC	246,20	3,69	257,2	3,61	255,93	3,66
DESPSAUDE	212,34	2,98	191,5	3,00	193,89	2,99

**Fonte:** Os autores.

#### 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Esta seção analisa os potenciais impactos da cultura da soja no desenvolvimento socioeconômico das AMC's brasileiras. Para isso, a princípio, foi realizada uma análise exploratória dos dados, investigando a distribuição das AMC's produtoras de soja, do desenvolvimento e crescimento econômico entre as regiões do país. Em seguida, estimou-se o DDM para identificar o efeito de ser uma AMC produtora de soja no desenvolvimento socioeconômico.

##### 4.1 Evolução e Distribuição Espacial das AMC's Produtoras de Soja

Na Tabela 3 são apresentadas as AMC's produtoras de soja do Brasil, verificando-se a consolidação do grão no Sul, região que deu os primeiros passos na produção da cultura no país e que apresentou o melhor clima para seu desenvolvimento inicial. Nos dois anos de análise, essa região se apresentou como a que mais concentrou AMC's produtoras da oleaginosa. Entre os anos de 1991 e 2010, 363 AMC's se tornaram produtoras de soja e 119 deixaram de produzi-la.

**Tabela 3** - Número de AMC's com área plantada de soja - 1991 e 2010

Região/Brasil	AMC's produtoras		% de Produtoras da região		Participação no total de AMC's do Brasil (%)	
	1991	2010	1991	2010	1991	2010
Brasil	1087	1331	25,29	30,97	-	-
Norte	11	59	4,38	23,51	1,01	4,43
Nordeste	16	48	1,10	3,29	1,47	3,61
Centro-Oeste	203	250	58,67	72,25	18,68	18,78
Sudeste	307	356	21,53	24,96	28,24	26,75
Sul	550	618	67,32	75,64	50,60	46,43

Fonte: IBGE.

A Região Norte foi a que apresentou o maior crescimento da participação de AMC's produtoras (436,76%). Esse fenômeno se deve ao deslocamento da fronteira agrícola para a região amazônica do Brasil (Fearnside, 2000). No caso do Sudeste, obteve-se uma baixa participação e seu crescimento entre 1991 e 2010 foi em montante pequeno, justificado pela diversificação da atividade agrícola da região, voltada sobretudo para a exportação (com grandes áreas destinadas para o café e a cana-de-açúcar).

Embora já consolidada na balança comercial brasileira, mais da metade da produção do grão se manteve concentrada na Região Sul em 1991, em especial na figura de pequenos e médios produtores (Staduto & Kreter, 2014). Essa característica possibilitou a homogeneização da cultura em grande parte das AMC's dos estados sulinos, enquanto no Centro-Oeste as grandes agroindústrias começam a dominar a produção. A Figura 1a demonstra essa concentração da produção de soja no interior brasileiro, especialmente entre as regiões Sul e Centro-Oeste.

No ano de 2010 (Figura 1a), expandiu a produção de soja para as AMC's das regiões Norte e Nordeste, puxada especialmente pelo crescimento da produção agropecuária na região MATOPIBA (iniciais dos Estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia) e a substituição de áreas florestais por terras agricultáveis na Região Norte e no Centro-Oeste, conforme inferido nos estudos de Brum et al. (2009) para a região.

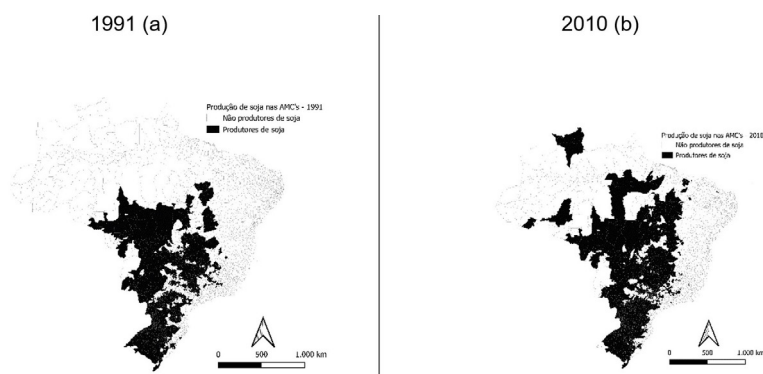


Figura 1 - AMC's produtoras de soja em 1991(a) e 2010 (b).

Fonte: Os autores.

#### 4.2 Evolução e distribuição espacial do IDH-M e do PIB per capita

Avaliando o desenvolvimento socioeconômico das AMCs, tem-se certa deterioração quanto à qualidade de vida das AMCs do Nordeste e Norte do Brasil. Tal heterogeneidade decorre da dominância histórica das regiões mais ao sul do país, conforme inferido por Furtado (1963), como também por fatores financeiros que levaram algumas regiões a investir mais em retornos sociais do que outras, ou até mesmo por fatores produtivos, tanto no âmbito industrial quanto no agropecuário.

A Tabela 4 apresenta o retrato de um Brasil extremamente pobre em termos de qualidade de vida no ano 1991, com a média do IDH-M se mantendo no menor grau possível de desenvolvimento. No entanto, entre os anos censitários, a evolução no nível de desenvolvimento socioeconômico foi expressiva, elevando a média nacional de *Muito Baixo* para o *Médio* do IDH-M, tornando mais visível a desigualdade entre as regiões, com o Sul e o Sudeste liderando o *ranking* nacional de desenvolvimento, o Centro-Oeste se mantendo no nível *Médio*, e, por fim, as regiões Norte e Nordeste permanecendo desconexas em termos de qualidade de vida do resto do país.

As Figuras 2a e 2b evidenciam a concentração espacial dos maiores níveis de IDH-M, especialmente para o ano de 2010, observando uma grande faixa de *Alto* e *Muito Alto* desenvolvimento entre as regiões Sudeste e Sul.

Importante ressaltar o avanço que se teve em termos de desenvolvimento humano no ano de 2010, com uma evolução expressiva do desenvolvimento em todo o Brasil, observando-se uma elevação da faixa escura no mapa (Figura 2b) especialmente em direção ao Centro-Oeste, além do surgimento de um polo de desenvolvimento nos estados da Região Sudeste.

Tabela 4 - IDHM e PIB per capita (2010=100\*) das AMC's brasileiras - 1991 e 2010

	IDH-M				PIB per capita			
	Média		Desvio Padrão		Média		Desvio Padrão	
	1991	2010	1991	2010	1991	2010	1991	2010
Brasil	0,39	0,66	0,09	0,07	9757	12603	6927	7453
Norte	0,31	0,60	0,06	0,05	6496	8632	4546	3597
Nordeste	0,30	0,59	0,06	0,04	4489	6143	3070	2994
Centro-Oeste	0,41	0,69	0,05	0,03	14371	16796	11722	7006
Sudeste	0,45	0,70	0,08	0,05	12619	15705	7776	8851
Sul	0,46	0,72	0,06	0,03	13241	17861	5690	6599

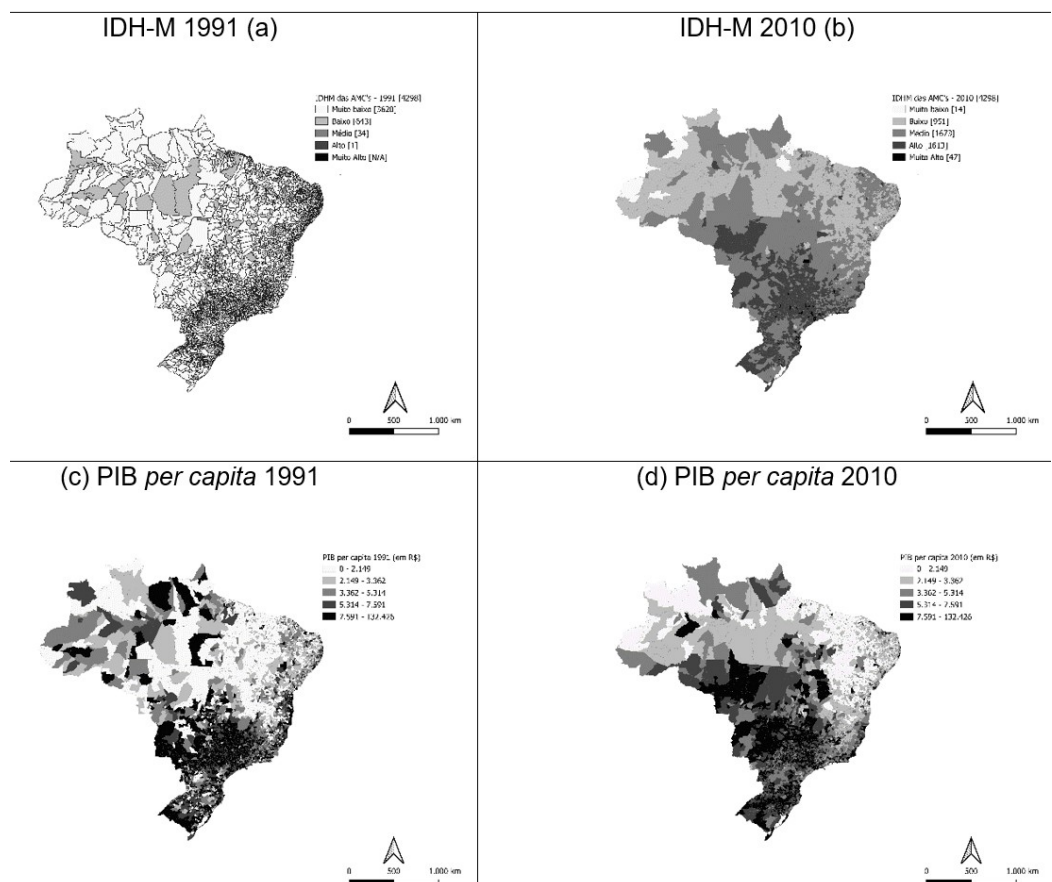
Fonte: Atlas do Desenvolvimento, IBGE e IPEADATA, com dados organizados pelos autores. Nota: \* Deflacionado pelo Deflator Implícito do PIB.

Considerando-se que muitos autores (Sen, 1999; Sant'Ana, 2008 e outros) inferem que o crescimento é uma condição necessária, mas não suficiente para se ter o desenvolvimento de uma região, analisou-se separadamente o efeito da produção de soja no crescimento e no desenvolvimento das AMCs brasileiras. Nesse sentido, se faz importante avaliar também a distribuição espacial e temporal do PIB *per capita* ao longo do Brasil (Tabela 4, Figura 2c, 2d).

No ano de 1991, o crescimento econômico estava concentrado no Centro-Oeste, Sul e Sudeste do país. Já para o ano de 2010, o PIB *per capita* se apresentou um pouco mais homogêneo, com uma intensificação para o Centro-Oeste brasileiro (Figuras 2c, 2d), evidenciando um significativo atrasado da região.

Ao avaliar a variação do PIB *per capita* entre 1991 e 2010 (Figuras 2c e 2d), têm-se ganhos expressivos para a região do Cerrado brasileiro, em virtude do aumento da produtividade agropecuária no período, de modo que essas AMCs se tornaram referência na produção nacional.

Isto posto, é possível inferir a existência de uma distribuição heterogênea tanto do IDH-M quanto do PIB *per capita* ao longo do Brasil, com os melhores valores se concentrando no Sul, Sudeste e Centro-Oeste do País, existindo um grande vazio do desenvolvimento, especialmente na Região Nordeste. Ademais, ao comparar-se a Figura 2 com a Figura 1, percebe-se que muitas AMCs com elevado desenvolvimento e crescimento econômico também eram produtoras de soja (e vice-versa). Nesse sentido, na sequência avaliou-se se *ser produtora dessa oleaginosa* exerce algum efeito no bem-estar das AMCs.



**Figura 2** - Distribuição do IDH-M e do PIB *per capita* (2010=100) entre as AMC's brasileiras em 1991(a) e 2010 (b). Fonte: Os autores.

### 4.3 Efeito de ser produtor de soja no desenvolvimento socioeconômico

Quando se aplica o método Diferenças em Diferenças com Pareamento (DDM) o viés é reduzido, dado que o PSM minimiza o viés oriundo das características observáveis e da ausência de suporte comum, enquanto o DD mitiga o viés de seleção. Nesse sentido, seus resultados se tornam mais robustos do que os observados pelo PSM ou os obtidos pelo método DD.

Isto posto, a primeira etapa necessária para se estimar DDM [Equação 7] refere-se ao cálculo do escore de propensão. Ele foi obtido pelo modelo *probit*, condicionado às características selecionadas (Quadro 1) das AMC's no período anterior ao tratamento (1991), visando mensurar a probabilidade de ser uma AMC produtora de soja.

O cálculo dos escores de propensão decorrentes da regressão *probit* gerou os coeficientes apresentados na Tabela 5, com os quais se formaram os grupos de tratamento e controle com características similares no momento precedente ao tratamento. Observa-se que as variáveis *quantidade de chuva*, *percentual de área plantada com culturas permanentes*, *produção de milho*, *participação da agropecuária no PIB* e *estar localizada nos estados que mais produzem soja*, elevam, na média, as chances de ser uma AMC produtora de soja. Ademais, ter temperaturas mais amenas também intensifica essa probabilidade.

**Tabela 5** – Resultados da estimação do modelo *probit*

Variável	Temperatura média anual	Quantidade de chuvas no verão	Área plantada com culturas temporárias	Produção de milho	Participação da agropecuária no PIB	AMC de estados mais produtores da soja	Gini da Terra
Coefficiente	-0,07*	0,01**	0,0001*	0,004*	0,02*	1,01*	0,38***

**Fonte:** Resultados da pesquisa. Nota: \* Nível de significância (NS) de 1%; \*\* NS de 5%, e; \*\*\* NS igual a 10%.

Com os grupos de tratados e de controle formados, estimou-se a equação de regressão (7). Inicialmente, avaliou-se o impacto de ser uma AMC produtora de soja no desenvolvimento como um todo (IDH-M), identificando ausência de efeito. Dessa forma, pôde-se inferir que ser produtora de soja não necessariamente impacta o desenvolvimento das AMC's. O resultado não significativo contrasta aos encontrados por Weinhold et al. (2013) – em discussão sobre os impactos da soja na região amazônica – e por Richards et al. (2015) – resultados para o Mato Grosso –, os quais estimaram impactos positivos no nível de desenvolvimento econômico dessas regiões.

Essa discordância é justificada no trabalho de Martinelli et al. (2017), os quais, ao observarem os impactos da soja sobre o desenvolvimento de cada região brasileira, constataram que as generalizações para todo o Brasil dificilmente irão captar tal efeito, pois os resultados encontrados pelos autores sugerem que a expansão da produção do grão é mais benéfica em novas fronteiras agrícolas, como as das regiões Norte e Nordeste, ou seja, é mais perceptível quando a região está no início do processo de desenvolvimento local. Análise similar foi feita por Lindner & Wagner (2020), os quais, ao analisarem os países da África subsaariana, inferiram que o efeito pouco expressivo da produção rural no bem-estar decorre da diferença de desenvolvimento existente entre os países.

Quanto ao componente de renda do desenvolvimento, igualmente não se identificou efeito estatisticamente significativo. Dessa forma, entre 1991 e 2010, o grupo de tratamento – composto



pelas AMCs que não plantavam soja no ano inicial e passaram a produzi-la no ano final –, não se apresentou diferença quanto ao nível de renda, medido pelo IDH-M renda, do grupo de controle (AMCs que não plantaram o grão em nenhum dos anos).

A esfera educacional do IDH-M apresentou um efeito positivo e estatisticamente significativo; portanto, o fato de passarem a produzir soja entre o período da análise propiciou às AMCs do grupo de tratamento uma melhoria de seu nível educacional quando comparadas àquelas que não cultivaram a soja em nenhum dos anos da análise.

Esse fenômeno pode estar intimamente relacionado ao que Orlandi et al. (2012) constataram, ao avaliar a produção de soja em Mato Grosso. Segundo os autores, a produção do grão é uma monocultura muito importante para o estado, de forma a atuar como principal gerador de renda e fomentar a construção e melhoria da infraestrutura nestas áreas rurais, incluindo a educacional. Assim, o resultado encontrado para o IDH-M conhecimento sugere uma contribuição positiva dos ganhos com a soja no fortalecimento da estrutura educacional das regiões contempladas com sua produção, potencializando a formação de capital humano local.

Já o componente *longevidade* do IDH-M apresentou sinal negativo e estatisticamente significativo, ou seja, as AMCs que passaram a produzir soja entre 1991 e 2010 tiveram uma piora no nível de saúde medido pelo IDH-M longevidade, em comparação àquelas do grupo de controle.

Esse fenômeno pode ser explicado pelo intensivo uso de agrotóxicos na produção da soja, especialmente na Região Centro-Oeste. Conforme estudado por Belo et al. (2012), ao buscar identificar os riscos do uso de agrotóxico na produção de soja no Mato Grosso, comprovou um nível de exposição elevado dos trabalhadores e moradores de áreas próximas às plantações por meio do contato direto com os herbicidas, além de detectar a presença de agrotóxicos na água da chuva, confirmando também uma contaminação ambiental que facilita a locomoção do malefício para os territórios vizinhos.

Com efeito, vários estudos mostram que, quando o agrotóxico é usado indiscriminadamente, pode contaminar o meio ambiente, afetando a saúde de quem o aplica e também do consumidor. Assim, tanto a saúde rural quanto a urbana podem ser afetadas, “com efeitos carcinogênicos, mutagênicos, teratogênicos, neuroendócrinos, dificuldades respiratórias, problemas de memória e de pele, depressão, entre outros” (Nasralla Neto et al., 2014, p. 2). Assim, justifica-se o efeito negativo de *ser produtora de soja* no indicador de longevidade das AMCs.

Conforme apresentado *a priori*, o impacto da produção de soja no desenvolvimento como um todo (IDH-M) foi nulo; entretanto, ao se avaliar seu efeito sobre o crescimento econômico (medido pelo PIB *per capita*) obteve-se um coeficiente positivo e estatisticamente significativo (Tabela 6). Dessa forma, a produção de soja contribuiu para que as AMCs do grupo de tratamento apresentassem um crescimento mais elevado de seu PIB *per capita*, em comparação ao do grupo de controle.

Esse resultado se assemelha ao encontrado por Zambra et al. (2015), os quais, ao analisarem o impacto da produção de soja no município de Sorriso (MT), observaram uma elevação dos indicadores de crescimento econômico, como o PIB agropecuário, enquanto os indicadores de concentração de renda se tornaram piores, refletindo em uma maior dificuldade de repercutir diretamente sobre o desenvolvimento econômico e social do município.

Isto posto, por meio da análise do modelo DDM, pôde-se observar que, para o período considerado nesta pesquisa, a produção de soja não impactou no nível de desenvolvimento das AMCs, apenas observando-se efeitos pontuais sobre a educação (efeito positivo) e a longevidade (efeito negativo); no entanto, para o crescimento econômico, *ser uma produtora de soja* impactou diretamente nos níveis de PIB *per capita* das AMCs. Talvez esse resultado decorra da menor necessidade de alterações na estrutura dos agentes de uma economia, para

que se tenham alterações no crescimento econômico, conforme constatado em Zambra et al. (2015), ao analisarem a produção de soja em um dos maiores municípios produtores do grão no Brasil.

**Tabela 6** – Resultados das estimativas Diferenças em Diferenças com Escore de Propensão

Variáveis	Modelos				
	IDH-M (i)	IDH-M renda (ii)	IDH-M Long. (iii)	IDH-M Conhec. (iv)	PIB per capita (v)
<b>Efeito médio de ser produtora de soja</b>	<b>-0,002</b>	<b>-0,002</b>	<b>-0,005*</b>	<b>0,009*</b>	<b>2158,30**</b>
Dummy Tempo***	0,268*	0,117*	0,157*	0,339*	-3078,26*
Dummy Tratados****	0,04*	0,09*	0,08*	0,11*	10,20
Número de estabelecimentos <i>per capita</i>	-0,140	-0,09	-	-	138,36*
Despesa total <i>per capita</i> com educação	0,001*	-	-	0,001*	
Despesa pública total <i>per capita</i>	-	0,0005*	-	-	
IDH-M renda	-	-	0,175*	0,202*	
Despesa total <i>per capita</i> com saúde	-	-	-0,000	-	
Percentual da população com pelo menos ensino médio completo	-	-	-	-	53,42*

**Fonte:** Os autores.

**Nota:** \* significativo a um nível de significância de 5%; \*\* significativo a um nível de significância de 10%; \*\*\* tendo valor 1 se a AMC é do grupo *Tratamento* e valor 0 se for do grupo *Controle*; \*\*\*\* assume o valor 0 se estiver no período anterior ao tratamento (ano de 1991) e valor 1 se a observação está no período pós-tratamento (ano de 2010).

Ademais, para o crescimento econômico, o fato de a população não se modificar tão bruscamente no curto prazo contribui para o que o aumento da produtividade, como a observada para a soja, especialmente no início do século XXI com o *boom* das *commodities*, impacte diretamente em aumentos desse indicador. Este resultado vai de encontro ao observado por Silva Júnior et al. (2019), que, ao avaliarem o impacto dos inoculantes da produção de soja no PIB brasileiro, observaram um resultado positivo e estatisticamente significativo.

Por fim, cabe ressaltar que esse efeito positivo sobre o PIB *per capita* reflete também uma preocupação compartilhada em Martinelli et al. (2017), inferindo-se que, apesar da produção da soja em regiões de nova fronteira agrícola atuar como uma primeira etapa do desenvolvimento econômico, simultaneamente pode estar relacionada a uma maior concentração de renda. Esse fato, segundo os autores, inviabiliza o escoamento dos ganhos financeiros em obras de melhoria de condições de vida da região, mitigando, em parte, a geração de bem-estar populacional, justificando, em parte, o motivo de não se ter de verificar efeito de *ser produtora de soja* na dimensão de padrão de vida via IDH-M.

Como o intervalo temporal analisado nesta pesquisa é relativamente grande, e dentre os tratados existem AMCs que iniciaram a produção de soja recentemente enquanto outras iniciaram há mais tempo, subdividiu-se esse grupo entre: (a) AMCs que iniciaram a produção entre 1991 e 2005, e; (b) AMCs que iniciaram a produção entre 2005 e 2010. Os resultados encontram-se na Tabela 7.

Quando se analisou o grupo de tratamento que está produzindo soja há mais tempo comparado ao grupo de controle, que nunca produziu, tem-se apenas o efeito no IDH-M

conhecimento. Assim, *ser uma AMCs produtora de soja* contribui diretamente para a formação de capital humano, o que, indiretamente, pode fomentar o bem-estar futuro (Sant'Ana, 2008).

No caso das AMCs que passaram a produzir soja mais recentemente, observou-se um efeito positivo na dinâmica econômica. Com efeito, o início da produção de soja gera, direta e indiretamente, emprego e renda local: diretamente, com a contratação de trabalhadores para a produção, e indiretamente, por via da demanda de insumos e serviços para a produção da oleaginosa. No decorrer do tempo, esse dinamismo inicial pode induzir à diversificação da economia local e a agricultura pode perder espaço para outros segmentos, não impactando mais significativamente o PIB *per capita* da AMC. Isso justificaria, em parte, o motivo de as AMCs que iniciaram a produção de soja há mais tempo não apresentarem efeito em seu PIB *per capita*.

O IDH-M longevidade (Tabela 7b), similarmente ao que foi observado para o modelo Geral (Tabela 6), é impactado negativamente pela produção de soja quando a AMC começou a produzir o grão recentemente. Agora, para aquelas AMCs que cultivam há mais tempo, não houve efeito significativo. Potencialmente, esse resultado decorre da adaptação da cultura no local, com o melhoramento das técnicas de produção e a mitigação do uso de agrotóxicos, bem como decorre do uso de outras práticas que minimizam as ações nocivas para a saúde da população.

Por fim, a produção da soja impactou negativamente o IDH-M das AMCs que recentemente iniciaram a produção da oleaginosa. Com efeito, o próprio efeito negativo na saúde pode estar repercutindo nesse resultado. Ademais, Oduor (2019) também não identificou um efeito positivo da agricultura no IDH do Quênia, justificando esse resultado pela mudança rápida que ocorreu na composição do PIB, com a diversificação da economia, deixando de lado o investimento no meio rural.

**Tabela 7** – Resultados das estimativas Diferenças em Diferenças com Escore de Propensão – tratamentos: (a) AMCs que iniciaram a produção entre 1991 e 2005; (b) AMCs que iniciaram a produção entre 2005 e 2010

Efeito médio de ser produtora de soja entre:	Modelos				
	IDH-M (i)	IDH-M renda (ii)	IDH-M Long. (iii)	IDH-M Conhec. (iv)	PIB <i>per capita</i> (v)
1991 a 2005 (a)	0,002	-0,003	-0,002	0,009*	1300,78
2005 a 2010 (b)	-0,014*	-0,005	-0,015*	0,007	1600,40**
Controles***	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

**Fonte:** Os autores.

**Nota:** \* significativo a um nível de significância de 5%; \*\* significativo a um nível de significância de 10%; \*\*\* todos os controles do Quadro 2 foram incluídos nas estimativas.

## 5. CONCLUSÕES

O objetivo deste artigo consistiu em avaliar-se o impacto da produção de soja no nível de crescimento e desenvolvimento socioeconômico das AMCs brasileiras. Como corolário, os efeitos significativos de *ser produtora de soja* no desenvolvimento foram captados nos indicadores de *conhecimento* – efeito positivo - e *longevidade* – efeito negativo – do IDH-M. No primeiro caso, tal impacto tendeu a decorrer especialmente do aumento nos gastos educacionais, que impactaram diretamente em ganhos no indicador, enquanto a piora da longevidade deve-se em grande parte aos malefícios do uso intensivo de agrotóxico para a saúde de trabalhadores e moradores de municípios próximos. Assim, seria importante a implementação de políticas

específicas que visem à redução do uso de agrotóxicos, mitigando esse efeito negativo na saúde coletiva do país, com olhar especial para aquelas AMCs que recentemente iniciaram a produção, dado que o efeito negativo tende a se concentrar nesses espaços.

No caso do crescimento econômico, observou-se a existência, na média, de um efeito positivo, de modo que *ser uma AMC produtora de soja* tende a intensificar o seu PIB *per capita*.

Portanto, pôde-se observar que os impactos de *ser produtora de soja* se expressam sobretudo no dinamismo econômico (PIB *per capita*), com alguns impactos pontuais sobre a melhoria dos indicadores de educação e piora dos níveis de longevidade. Esses resultados refletem o efeito da cadeia produtiva da soja ser uma atividade essencialmente exportadora e seus efeitos locais se limitarem a ganhos de produção, captados pelo PIB *per capita*. Além desse fator, o desenvolvimento socioeconômico demanda uma modificação estrutural nas relações entre os agentes econômicos, a qual necessita de um período relativamente grande para que esses efeitos sobre o IDH-M possam ser percebidos.

Como sugestão para futuras pesquisas, a avaliação sob uma ótica regional seria oportuna para visualização dos efeitos sobre o desenvolvimento e crescimento econômico de forma pormenorizada, avaliando-se se tais impactos ocorrem de forma distinta de acordo com a localidade da AMC. Ademais, a não influência identificada no IDH-M pode decorrer da análise geral feita para o Brasil, sem uma subdivisão das AMCs por níveis de desenvolvimento; assim, futuras pesquisas podem avançar, subdividindo a análise.

## Referências

- Albuquerque, M. C. C., & Nicol, R. (1987). *Economia agrícola: o setor primário e a evolução da economia brasileira*. São Paulo: McGraw-Hill.
- Awokuse, T., & Xie, R. (2015). Does agriculture really matter for economic growth in developing countries? *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 63(1), 77-99.
- Bagolin, I. P., & Comim, F. V. (2008). Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) e sua família de índices: uma revisão crítica em evolução. *Revista de Economia do Paraná*, 34(2), 7-28.
- Belo, P. W., Dorés, E., Moreira, J., & Peres, F. (2012). Uso de agrotóxicos na produção de soja do estado de Mato Grosso: um estudo preliminar de riscos ocupacionais e ambientais. *Revista Brasileira de Saúde Ocupacional*, 37(125), 78-88.
- Bessa, D. C., & Fachinello, A. L. (2016). Relações e dimensionamento do agronegócio na economia brasileira: uma proposta metodológica. In *Anais do LIV Congresso da SOBER*. Maceió - AL.
- Brum, A. L., Dalfovo, W. C., & Azuaga, F. L. (2009). Alguns impactos da expansão da produção de soja no município de Sorriso - MT. *Desenvolvimento em Questão*, 7(14), 173-200.
- Castro, L. S., & Lima, J. E. (2016). A soja e o estado do mato grosso: existe alguma relação entre o Plantio da cultura e o desenvolvimento dos municípios? *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, 10(2), 177-198.
- Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA (2021). PIB do agronegócio brasileiro. Recuperado em 5 de janeiro de 2023, de <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>
- Colle, C. (2012). Reflexões sobre o papel histórico dos modelos de desenvolvimento da agricultura brasileira na economia. *Colóquio*, 9(2), 71-83.
- Cruz, J., Pereira Filho, I. A., & Albuquerque Filho, M. R. (2021). *Rotação de culturas*. Recuperado em 5 de janeiro de 2023, de <https://www.embrapa.br/agencia-de-informacao-tecnologica/>

- cultivos/milho/producao/rotacao-de-culturas#:~:text=A%20rota%C3%A7%C3%A3o%20milho%2Dsoja%20tem,uma%20sucess%C3%A3o%20dessas%20duas%20culturas
- Domingues, M., Bermann, C., & Manfredini, S. (2014). A produção de soja no Brasil e sua relação com o desmatamento na Amazônia. *RPGeo*, 1(1), 33-47.
- Edeme, R., Ifelunini, I., & Nkalu, N. (2016). A comparative analysis of the impact of agricultural exports on economic growth of countries. *Acta Oeconomica Pragensia*, 24(5), 1-20.
- Fearnside, P. M. (2000). Soybean cultivation as a threat to the environment in Brazil. *Environmental Conservation*, 28(1), 23-38.
- Ferreira, F. H., & Lanjouw, P. (2001). Rural nonfarm activities and poverty in the Brazilian Northeast. *World Development*, 29(3), 509-528.
- Freitas, C., & Paes, N. (2022). Impactos da desoneração da folha de pagamentos sobre o emprego formal e a competitividade industrial: uma aproximação pelo método de Difference in Differences com Propensity Score Matching. *Estudos Econômicos*, 52(2), 1-20.
- Furtado, C. (1963). *Formação econômica do Brasil*. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura.
- Heckman, J. J., Ichimura, H., & Todd, P. (1997). Matching as an econometric evaluation estimator. *The Review of Economic Studies*, 65(2), 261-294.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. (2019). *Produção Agrícola Municipal (PAM)*. Recuperado em 5 de janeiro de 2023, de <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/agropecuaria/lspa/default.shtm>
- Jannuzzi, P. M., Barreto, R. S., & Sousa, M. F. (2013). Monitoramento e avaliação do desenvolvimento humano: a insensibilidade do Índice de Desenvolvimento Humano às políticas de desenvolvimento social. *Revista Brasileira de Monitoramento e Avaliação*, 5(1), 60-79.
- Johnston, B. F., & Mellor, J. W. (1961). The Role of agriculture in economic development. *The American Economic Review*, 51(4), 566-593.
- Lewis, A. W. (1954). *Economic development with unlimited supplies of labor*. Manchester: Manchester School.
- Ligon, E., & Sadoulet, E. (2018). Estimating the Relative Benefits of Agricultural Growth on the Distribution of Expenditures. *World Development*, 109(1), 417-428.
- Lindner, A., & Wagner, A. (2020). *Agricultural productivity, economic growth & human development in Sub-Saharan Africa: a Least Squares Dummy Variables (LSDV) approach*. Recuperado em 5 de janeiro de 2023, de [https://www.rose-hulman.edu/academics/academic-departments/mathematics/mathreu/\\_assets/pdfs/2020\\_Agricultural\\_Productivity\\_Lindner\\_Wagner.pdf](https://www.rose-hulman.edu/academics/academic-departments/mathematics/mathreu/_assets/pdfs/2020_Agricultural_Productivity_Lindner_Wagner.pdf)
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.
- Martinelli, L., Batistella, M., Silva, R., & Moran, E. (2017). Soy expansion and socioeconomic development in municipalities of Brazil. *Land*, 6(3), 62.
- Nasrala Neto, E., Castro, F., & Pignati, L. (2014). Health surveillance and agribusiness: the impact of pesticides on health and the environment. Danger ahead! *Ciencia & Saude Coletiva*, 19(12), 1-20.
- North, D. (1977). A agricultura no crescimento econômico. In J. Schwartzman (Ed.), *Economia regional: textos escolhidos* (pp. 333-343). Belo Horizonte: CEDEPLAR/CETEDRE – MINTER.
- Oderich, E. H., & Waquil, P. D. (2019). Municípios dependentes da soja no rio grande do sul: aspectos demográficos e socioeconômicos. *Boletim Geográfico do Rio Grande do Sul*, 33, 107-112.

- Oduor, O. C. (2019). *Effect of agricultural performance on human development and households' welfare in Kenya*. Recuperado em 5 de janeiro de 2023, de <https://ir-library.ku.ac.ke/bitstream/handle/123456789/20426/Effect%20of%20Agricultural%20Performance.....pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Orlandi, M., Willers, E., Staduto, J. A. R., Eberhardt, P. E., & Piacenti, C. (2012). Caminhos da soja e o desenvolvimento rural no Paraná e em Mato Grosso. *Revista de Política Agrícola*, 21(4), 75-90.
- Raiher, A. P., & Ferrera de Lima, J. (2014). Desenvolvimento humano municipal no Sul do Brasil: evolução recente e o círculo vicioso da pobreza. *Acta Scientiarum Human and Social Sciences*, 36(2), 147-154.
- Richards, P., Pellegrina, H., Vanwey, L., & Spera, S. (2015). Soybean development: the impact of a decade of agricultural change on urban and economic growth in Mato Grosso, Brazil. *PLoS One*, 10(4), 122-510.
- Rostow, W. (1971). *Etapas do desenvolvimento econômico*. Rio de Janeiro: Zahar.
- Sant'Ana, M. (2008). *The evolution of the concept of development: from economic growth to human development*. Inter-University Attraction Pole.
- Santos, M. R., Dias, J. M., & Fernandes, G. B. (2010). Avaliação da capacidade de predição de Índice de Desenvolvimento Humano dos Municípios (IDHM) a partir das demonstrações contábeis legais. In *Anais do 34º Encontro da ANPAD*. Rio de Janeiro, RJ.
- São Paulo. Instituto de Economia Agrícola – IEA. (2019). *Previsões e estimativas das safras agrícolas do estado de São Paulo, intenção de plantio do ano agrícola 2019/20 e levantamento final do ano agrícola 2018/19*. Recuperado em 5 de janeiro de 2023, de <http://www.iea.agricultura.sp.gov.br/out/TerTexto.php?codTexto=14720>
- Schuntzemberger, A. M. S., Rodrigues, E. J., Oliveira, F. O., & Vaz, A. S. (2015). Análises quase-experimentais sobre o impacto das cooperativas de crédito rural solidário no PIB municipal da agropecuária. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 53(3), 497-516.
- Self, S., & Grabowski, R. (2007). Economic Development and the Role of Agricultural Technology. *Agricultural Economics*, 36(1), 395-404.
- Sen, A. *Development as freedom*. (1999). Oxford: Oxford University Press.
- Silva Júnior, J. J., Miyamoto, B. C. B., Coleti, J. C., & Silveira, J. M. F. J. (2019). Impacto econômico dos inoculantes na soja: uma análise insumo-produto. *Revista de Estudos Sociais*, 21(42), 99-121.
- Silva, M., Leão, C., Silva, R. M. M., & Sousa, A. S. (2016). Expansão da cultura de soja, infraestrutura viária e desenvolvimento regional: a BR 158 e o Vale do Araguaia Mato-Grossense entre 1990 e 2010. *Revista Brasileira de Desenvolvimento Regional*, 3(2), 135-159.
- Siqueira, T. V., & Siffert Filho, N. F. (2001). Desenvolvimento regional no Brasil: tendências e novas perspectivas. *Revista do BNDES*, 8(46), 79-117.
- Staduto, J. A. R., & Kreter, A. C. (2014). A questão agrária e o mercado de trabalho rural no Brasil. *Informe Gepec*, 18(1), 177-192.
- Timmer, C. P. (1992). Agriculture and economic development revisited. *Agricultural Systems*, 40(1), 1-15.
- Verter, N., & Becvarova, V. (2016). The impact of agricultural exports on economic growth in Nigeria. *Acta Univ. Agric. Silvic*, 64(2), 691-700.
- Weinhold, D., Killick, E., & Reis, E. J. (2013). Soybeans, poverty and inequality in the Brazilian Amazon. *World Development*, 52(1), 132-143.



- Zambra, E. M., Souza, P. A. R., & Pereira, R. S. (2015). Os impactos da produção de soja e a dinâmica do desenvolvimento em Sorriso – MT. *Pretexto*, 16(3), 92-105.
- Zylbersztajn, D. (2014). Coordenação e governança de sistemas agroindustriais. In A. M. Buainain, Z. Navarro, J. M. F. J. Silveira & E. R. A. Alves (Eds.), *Mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola* (pp. 269-294). Brasília: EMBRAPA.

**Recebido:** Setembro 05, 2022

**Aceito:** Março 14, 2023

**JEL Classification:** Q10

### Apêndice: Diferença de média entre as covariadas após o pareamento

Variáveis	Controle	Tratamento	p-valor
CHUVVER	166,230	168,080	0,746
DUMMY	0,217	0,203	0,650
AREATEMPORARIA	5250,1	5561,5	0,522
MILHO	37,591	37,050	0,730
PARTAGRO	43,021	41,881	0,532
WSOJA	0,031	0,041	0,489
GINITERRA	0,829	0,835	0,379

Fonte: Os autores.