Revista de Política Agrícola

Publicação da Secretaria de Política Agrícola do Ministério da Agricultura e Pecuária, editada pela Embrapa

e-ISSN 2317-224X
ISSN 1413-4969
Página da revista: www.embrapa.br/rpa

R. pol. agríc., Brasília, v.33, e01963, 2024
DOI: 10.35977/2317-224X.rpa2024.v33.01963

Artigo

Efeito do seguro rural na produção de soja no Matopiba

Resumo – Esta pesquisa avaliou o impacto do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR) na área colhida e na produtividade dos agricultores assegurados no Matopiba. Para isso, utilizou-se a metodologia do estimador da diferença nas diferenças (difference-in-differences) com o método de propensity score matching (PSM). Os resultados mostraram que os municípios com apólices contratadas pelo PSR exibiram maiores médias para área colhida e valor bruto da produção, cujas diferenças foram de 309,48 hectares e R$ 2.657.859,00.

Palavras-chave: avaliação de impacto, diferença em diferenças, dupla diferença.

Effect of rural insurance on soybean production in the Matopiba Region

Abstract – This research evaluated the impact of the Rural Insurance Premium Subsidy Program (PSR) on the harvested area and productivity of insured farmers in Matopiba. To this end, it employed the difference-in-differences (DID) estimator methodology with the propensity score matching (PSM) method. The results showed that the municipalities with policies contracted under the PSR exhibited higher averages for harvested area and gross value of production, with differences of 309.48 hectares and R$ 2,657,859.00.

Keywords: impact assessment, difference-in-differences, double difference.

Francisco José Silva Tabosa
Universidade Federal do Ceará
Autor correspondente franzetabosa@ufc.br

Francisca Ingrid Gouveia Ferreira
Universidade Federal do Ceará

Alexandre Nunes Almeida
Universidade de São Paulo, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz

Jair Andrade Araújo
Universidade Federal do Ceará

Recebido
17/4/2024

Aceito
28/10/2024

Como citar
TABOSA, F.J.S.; FERREIRA, F.I.G.; ALMEIDA, A.N.; ARAÚJO, J.A. Efeito do seguro rural na produção de soja na região do Matopiba. **Revista de Política Agrícola**, v.33, e01963, 2024. DOI: https://doi.org/10.35977/2317-224X.rpa2024.v33.01963.

Este é um artigo publicado em acesso aberto sob a licença Creative Commons Attribution 4.0 International.

Introdução

O seguro rural é um importante mecanismo da política agrícola para proteger a atividade agropecuária contra os efeitos adversos de eventos ambientais, fomentando novos cultivos ao estimular novas práticas culturais. Além disso, pode ser considerado um significativo instrumento para o aumento da produtividade no fim da safra e para a estabilização financeira dos produtores (Ozaki, 2010; Tabosa & Vieira Filho, 2021).

Para tornar mais acessível a proteção securitária aos produtores rurais brasileiros, o então Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (Mapa) criou o Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR), pelo Decreto nº 5.121, de 29 de junho de 2004, cuja operacionalização teve início no ano seguinte, com o primeiro ano de aplicação em 2006 (Tabosa & Vieira Filho, 2021). O PSR buscou subsidiar parte do custo do seguro agrícola aos produtores e, simultaneamente, contribuiu para aproximar segurados e agentes financeiros nesse processo.

Embora a subvenção seja destinada ao produtor rural, a solicitação da subvenção é feita pela seguradora, que submete as apólices contratadas à apreciação do ministério. Não havendo restrição na avaliação cadastral do produtor, técnicos do ministério concedem o benefício para liquidar parte do prêmio especificado nos contratos (Ozaki, 2010; Medeiros, 2013). De acordo com Tabosa & Vieira Filho (2021), o PSR visa garantir a estabilidade da renda agrícola e incentiva o uso de tecnologia adequada, bem como a modernização da gestão agrícola.

Muitos estudos mostram a eficiência do PSR na produção, receita e redução do risco para o produtor rural beneficiado (Jardim & Ferreira, 2008; Ozaki, 2010; Fornazier et al., 2012; Medeiros, 2013; Tabosa & Vieira Filho, 2018, 2021; Leite, 2020). Contudo, existe forte concentração do programa na cultura da soja[1] nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste (Tabosa & Vieira Filho, 2021).

Mas o PSR vem avançando na nova fronteira agrícola brasileira conhecida como Matopiba[2] (Vieira Filho, 2016; Tabosa & Vieira Filho, 2021). Ela abrange 31 microrregiões geográficas do IBGE, reunindo 337 municípios e uma área total de 73.173.485 hectares de quatros estados – Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia – e englobando um universo de 324.326 mil estabelecimentos agrícolas. O Matopiba vem passando por diversas mudanças econômicas e sociais, como consequência da expansão agrícola que desenvolve uma agricultura de alta produtividade, com o uso intensivo de insumos modernos e de capital (Bolfe et al., 2016).

Nesse contexto, como observado nas outras regiões do País, a soja é o grande responsável pelo surgimento da agricultura comercial, que ganhou impulso com a rápida mecanização das lavouras, a modernização dos transportes e a expansão da fronteira agrícola. A soja tem sido fortemente impulsionada pelo domínio de tecnologias de produção, além de exibir uma cadeia produtiva bastante abrangente, de grande diversidade de produtos. É o principal produto atendido pelo PSR (Silva, 2011).

A dependência das condições climáticas e a alta volatilidade dos preços geram instabilidades no processo produtivo da atividade produtiva da soja (Ozaki, 2010). Nesse sentido, surge o questionamento: como o uso do seguro rural pode afetar positivamente a produção da cultura da soja?

Esta pesquisa avalia o impacto do PSR na área colhida e na produtividade dos agricultores assegurados no Matopiba. O estudo foi desenvolvido entre 2005 (período de pré-tratamento, equivalente ao ano que antecede o início do PSR) e 2017, relacionado ao último censo agropecuário.

Para mensurar esse impacto, adotou-se a metodologia do estimador da diferença nas diferenças (difference-in-differences) com o método de propensity score matching (PSM). O PSM é uma ferramenta que emparelha as características observáveis de municípios, de forma a criar um grupo de controle que possibilite a comparação entre assegurados e não assegurados, suprimindo possíveis vieses adjacentes de seleção amostral (Pinto, 2012; Nathan et al., 2019).

[1] De acordo com Tabosa & Vieira Filho (2021), a soja respondeu por 43,49% das apólices contratadas pelo PSR em 2006–2018.

[2] O Matopiba é composto por 336 municípios: 143 do Maranhão, 130 do Tocantins, 33 do Piauí e 30 da Bahia.

R. pol. agríc., Brasília, v.33, e01963, 2024
DOI: 10.35977/2317-224X.rpa2024.v33.01963

Revisão de literatura

Histórico do seguro rural no Brasil

Importante mecanismo de política, o seguro rural permite melhorar e proteger as atividades agrícolas, prevenir e reduzir riscos, promover novas culturas, diversificar a produção e estimular o uso de novas práticas agrícolas. No entanto, sua implantação está apenas em estágio inicial, apesar do grande potencial. Em 2007, apenas 3,84% da área plantada no País estava segurada (Ramos, 2009).

No Brasil, a experiência do seguro rural começou com o projeto de lei de 1948, do senador Attilio Vivacqua, que serviu de base para a criação da Lei nº 2.168, de 11 de janeiro de 1954, um programa de seguro para expedir tranquilidade ao produtor (Macedo et al., 2013). O objetivo do seguro rural era proteger o gado contra os riscos inerentes à atividade. Um ano depois de a lei entrar em vigor, foi acrescentada a cobertura do seguro da safra de trigo, que incluía critérios precisos de cobertura e cálculo dos prêmios do seguro, como as condições climáticas observadas e a tecnologia utilizada na produção.

Em 1963, foi criado o Fundo de Estabilidade do Seguro Rural (FESR), e a lei estabelecia o reajuste gradual das tarifas de acordo com a cobertura de sinistros. O Instituto de Resseguros do Brasil (IRB), fundado em 1954, passou a administrar os recursos dessa fundação (Souza, 2000).

Em 1954, quando foi introduzido, o seguro rural chamava-se seguro agrícola, que, segundo o Dicionário Aurélio, significa "relativo à terra; relativo aos campos e à agricultura; rural" (Ferreira, 1986). Assim, o seguro, às vezes, era chamado de agricultura ou vida rural. O seguro é claramente um dos mecanismos mais eficazes de transferência de risco para outros participantes da atividade econômica. Com isso, o indivíduo transfere um custo (perda) futuro e incerto de alto valor para um preço (sobretaxa) de valor esperado relativamente mais baixo e certo (Ozaki, 2008).

O negócio de seguros no Brasil começou em 1808, quando os portos foram abertos para o comércio internacional. A primeira seguradora a operar no País foi a Companhia de Seguros Boa-Fé, em 24 de fevereiro daquele ano, e visava atuar no ramo de seguro marítimo (Greco Seguros, 2023).

No Brasil, o seguro rural teve início no fim da década de 1930, quando o seguro obrigatório contra granizo para lavouras de algodão é implantado no Estado de São Paulo, com a Portaria nº 10.554 (Ozaki, 2010). Há registros de resultados satisfatórios para a agricultura, em especial na viticultura, com o cartão de seguro contra granizo agrícola (Lei n.º 11), e o cartão do frio hortícola (Lei nº 8.375) (Tabosa et al., 2021b).

Em 1954, a Lei Federal nº. 2.168, de 11 de janeiro, instituiu o seguro agrícola "destinado a proteger as lavouras e o gado contra os possíveis riscos envolvidos". Além disso, instituiu a Companhia Nacional de Seguros Agrícola (CNSA), órgão federal multiuso destinado ao desenvolvimento do seguro agrário, e o Fundo de Estabilidade do Seguro Agrário (Fesa).

Pelo Decreto-Lei nº. 73, de 21 de novembro de 1966, que dispôs sobre o Sistema Nacional de Seguros Privados (SNSP) e regulamentou as operações de seguros e resseguros, foi criado o Fundo de Estabilidade do Seguro Rural, a ser administrado pelo IRB, ampliando a obrigatoriedade contratual do seguro rural ao financiamento trabalho agrícola e pecuário para todas as instituições financeiras do Sistema Nacional de Crédito Rural e isentando as operações de seguro rural de quaisquer impostos ou tributos federais. Com esse decreto, a CNSA foi extinta em decorrência de sucessivas deficiências operacionais (Ramos, 2009).

Novamente no âmbito federal, em 1973 foi sancionada a Lei Federal nº. 5.969, de 11 de dezembro, que instituiu o Programa de Garantia das Atividades Agropecuárias (Proagro), que visava desobrigar os produtores rurais com dificuldades para quitar empréstimos causadas por fenômenos naturais, pragas e doenças que afetavam propriedades, rebanhos e plantações.

O Proagro não segurou toda a produção, mas apenas o valor correspondente a 80% do crédito de custeio e investimento decorrente do contrato com o agente financeiro, tornando-se um seguro de crédito que protege mais os financiadores do que os produtos. Por ser um programa de governo, não estava sujeito a outras regulamentações do seguro rural (Ramos, 2009).

Para Macedo et al. (2013), a virtude do Proagro é combinar efetivamente as operações de crédito agrícola, inaugurando uma nova era dentro desse setor no Brasil.

Além de denúncias de fraudes, o Proagro foi considerado financeiramente inviável, pois o valor total dos prêmios de seguro arrecadados na maioria dos anos não era suficiente para cobrir os custos de indenização, e dificuldades de fiscalização e entraves burocráticos contribuíram para que um grande número de restituições não fosse pago.

A partir de 1990, a cobertura do seguro deixou de ser paga, e a dívida acumulada entre 1991 e 1995 chegou a R$ 46 milhões (Cunha, 2002b), levando o programa ao descrédito (Távora, 2004). Isso fez com que as instituições financeiras privadas desistissem de operar com o Proagro.

A Lei nº 8.171, de 1991, passou a tratar o seguro agrícola como atividade e instrumento político rural, e sua política seria uma garantia a operações de crédito rural. A legislação incluiu a compensação para o Proagro em caso de descumprimento do financiamento rural.

A Lei Federal nº. 8.929, de 22 de agosto de 1994, instituiu a Cédula de Produto Rural (CPR), que é um título líquido, seguro e executável que contém a promessa de fornecer produtos agrícolas na quantidade e qualidade descritas ali ou separadamente, com garantia assinada gratuitamente (Ramos, 2009).

A Lei Federal nº. 10.200, de 14 de fevereiro de 2001, aprovou as demonstrações financeiras da CPR, que passou a se denominar CPR Financeira. Em 2002, o Conselho Nacional de Seguros Privados editou a Resolução nº 95, de 30 de setembro, que tornou a CPR uma modalidade de seguro rural (Ramos, 2009).

Em 2002, a Lei Federal nº. 10.420, de 10 de abril, instituiu o Fundo Seguro-Safra para proporcionar renda mínima aos agricultores familiares do Semiárido nordestino – também em partes de Minas Gerais e do Espírito Santo. O fundo é administrado pelo Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA), e a cobertura exige que pelo menos 60% da safra tenha sido perdida, percentual que não é exigido por nenhum seguro do agricultor no mercado (Ramos, 2009).

O Decreto Federal nº. 5.121, de 29 de junho de 2004, dispõe sobre o apoio financeiro aos prêmios do seguro rural e estabelece um programa de apoio a esse seguro com instruções para promover a generalização do seguro no meio rural; assegurar o papel dessa política como meio de garantir a estabilidade da renda agrícola e incentivar o uso de tecnologia adequada e a modernização da gestão agrícola. Essa regulamentação exige apoio federal para os prêmios do seguro rural para atender às diretrizes de zoneamento agrícola do Mapa (Mitidieri & Medeiros, 2008).

Cunha (2002a, p.22-23) questionou o envolvimento do poder público no subsídio aos prêmios de seguro e argumentou que "quando o Estado subsidia prêmios de seguro para compensar as seguradoras pelos altos custos de gestão de seguros, elas não têm incentivo para reduzir esses custos". No entanto, considerou que "a agricultura está dotada de mecanismos de proteção de riscos; caso contrário, caberá ao governo o ônus de financiar toda a atividade agrícola".

Martins (1985) enfocou a importância da redução do risco agrícola por meio do seguro agrícola como ferramenta política no sentido de promover a diversificação agrícola com a implementação de um sistema em que os prêmios de seguro são reduzidos de acordo com a redução do risco. Isso se deve à natureza muito versátil das atividades.

Para tornar a cobertura de seguro mais acessível, cria-se, em 2005, o Programa de Apoio Rural. O objetivo era subsidiar parte dos custos do seguro agrícola e, ao mesmo tempo, ajudar a aproximar as políticas e os agentes financeiros no processo. Em alguns casos, a contratação do seguro agrícola pode corresponder a um subsídio que varia de 35% a 45% do valor segurado (Tabosa & Vieira Filho, 2018).

Santos et al. (2013) destacam que, por causa das condições climáticas do Brasil, o seguro agrícola tende a se concentrar em determinadas regiões e determinadas safras, o que faz com que não se espalhe em áreas onde o clima é mais estável. De acordo com Ramos (2009), o seguro agrícola é considerado uma ferramenta fundamental para o desenvolvimento sustentável do setor agrícola em todo o mundo.

Embora o subsídio destine-se aos produtores agrícolas, o pedido de subsídio é apresentado por um intermediário financeiro ou seguradora (Tabosa & Vieira Filho, 2018).

Portanto, o objetivo da política especial para aumentar a rentabilidade dos produtores agrícolas é minimizar os riscos e seus efeitos negativos sobre a produção agrícola. O principal objetivo do segu-

R. pol. agríc., Brasília, v.33, e01963, 2024
DOI: 10.35977/2317-224X.rpa2024.v33.01963

ro rural é, por um lado, manter a estabilidade dos investimentos e, por outro, a competitividade do campo mesmo em condições de perda de capital ou quebra de safra (Tabosa & Vieira Filho, 2018).

Macedo et al. (2013) analisaram o desenvolvimento do PSR entre 2006 e 2010, comparando os principais resultados com algumas experiências internacionais. Concluíram que, embora o programa tenha se mostrado útil, o seguro possui pouco espaço de manobra em relação à produção agrícola do País.

Silva et al. (2014) tentaram estimar o período 2005–2012 do PSR com base na disponibilidade total de seguros nas áreas rurais. Os resultados mostraram que o programa contribuiu para aumentar a segurança da produção agrícola. No entanto, os contratos concentraram-se na região Sul, principalmente no Paraná, sendo a soja o principal produto.

Em 2007, com a Lei Complementar nº. 126, de 15 de janeiro, inicia-se no País um processo de mudança no mercado de seguros, acabando com o monopólio do resseguro no Brasil, até então exercido pelo IRB. Portanto, independentemente do modelo utilizado, a legislação seguradora brasileira corresponde a de outras economias mundiais que há muito operam em mercados resseguradores competitivos e globalizados (Appy & Damasco, 2007).

No fim do mesmo ano, as decisões 168 a 173 da Superintendência de Seguros Privados (Susep), de 17 de dezembro, regulamentam o resseguro e a sua mediação sobre o capital mínimo para as atividades dos resseguradores locais, bem como o capital adicional com base no risco de subscrição. Isso estabeleceu as regras e procedimentos para a formação de responsabilidade civil de resseguradores locais. Em Minas Gerais, o governo estadual, por meio da Lei Estadual nº 16.745, de 28 de junho de 2007, autorizou a concessão de subsídios para prêmios de seguro rural.

No entanto, conforme destacado por Ozaki (2008), Guimarães & Nogueira (2009) e Santos et al. (2013), apesar das deficiências do programa, o PSR tem se mostrado uma ferramenta valiosa.

Mercado da soja

Desde meados da década de 1960, o cultivo da soja no Brasil tem como foco a exportação. Embora o consumo interno tenha aumentado ao longo dos anos, as exportações permaneceram predominantes. Em 2012, 71% da soja colhida foi enviada para o exterior. Apesar desse valor alto, uma análise mais detalhada é apropriada porque mudanças significativas ocorreram recentemente. Por exemplo, a entrada em vigor da Lei Kandir, em setembro de 1996, afetou diretamente as commodities brasileiras e provocou mudanças significativas no cenário econômico do País, pois mudou a forma de acesso aos mercados externos.

A Lei Kandir isentou as exportações de matérias-primas do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) e manteve a carga tributária sobre os produtos industrializados. Isso, por um lado, aumentou a competitividade das exportações agrícolas brasileiras; todavia, por outro, enfraqueceu significativamente a rentabilidade da produção agroindustrial voltada para o mercado externo (Wesz Junior, 2014). Os resultados da Lei Kandir foram imediatos. Entre 1996 e 1998, as exportações de soja em grão cresceram 5% (percentual da produção colhida), o que reduziu a quantidade enviada à indústria para produção de óleo e farelo (Wesz Junior, 2014).

Desde 2000, quando a viabilidade comercial de produtos básicos no exterior cresceu por causa da desvalorização do câmbio e da desoneração de produtos industrializados – ocasionado pela implantação da Lei Kandir –, a exportação de soja em grãos continuou crescendo e atingiu em 2011 a metade da produção nacional. Em termos absolutos, a quantidade de soja exportada em estado natural aumentou dez vezes nos últimos 15 anos, passando de 3,5 milhões para 33,8 milhões de toneladas (Abiove, 2013).

Já a quantidade de soja para esmagamento e processamento cresceu de forma mais modesta, pois ambas as variáveis subiram cerca de 60% entre 1995 e 2011, enquanto a produção do grão aumentou 250% no mesmo período (Conab, 2013; Wesz Junior, 2014). Quanto ao tipo de produtor, a maioria é de fazendeiros, que elevaram sua participação relativa nos últimos anos e controlam mais de 80% do número de empresas e da quantidade produzida. Já o peso das associações caiu: em 1975, elas representavam 18% dos produtores e 7% da produção; em 2006, 3,8% e 2%, respectivamente. A trajetória dos arrendatários até certo ponto é diferente, pois cresceu o número de unidades produtoras (de 6% para 10,6%), mas caiu a participação na produção a partir de 1985, de 15% para 11% (IBGE, 2013).

No Brasil e na Argentina, a produção de soja é caracterizada por grandes grupos. Em Mato Grosso, principal produtor de óleo, os 20 maiores grupos plantaram 533 mil hectares na safra 2004/2005, a nona maior área plantada de oleaginosas no estado, embora esses dados indiquem altos níveis de concentração (Imea, 2010b). Segundo o Instituto de Economia Agrícola de Mato Grosso (Imea), na safra 2009/2010 os mesmos 20 grupos já controlavam 1,228 milhão de hectares (aumento de 318%), o que representa 20% da área de soja colhida no estado (Imea, 2010a).

A concentração também ocorreu no Mapitoba. Dez grandes empresas controlam uma área de mais de um milhão de hectares em uma porção que responde por aproximadamente um terço da soja colhida na safra 2012/2013 (Wesz Junior, 2014).

A Figura 1 mostra a produção de soja no Matopiba. A queda em 2016 é reflexo da recessão da economia brasileira. A Bahia destaca-se com a maior produção da região.

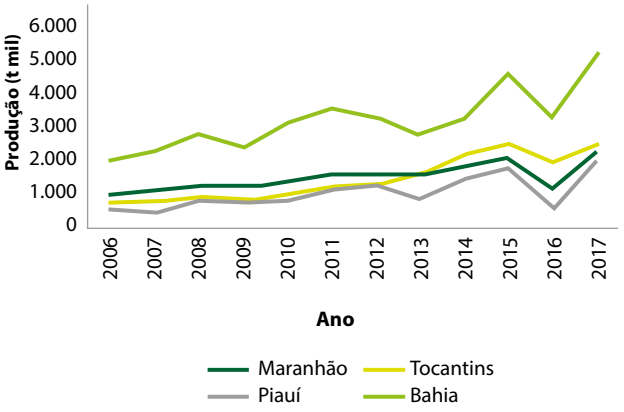

Figura 1. Produção de soja (t) no Matopiba.

Segundo Ramos (2009), a expansão do plantio de soja nas áreas de fronteira agrícola deveu-se principalmente ao controle das tecnologias de produção no Cerrado, à abundância de empréstimos relacionados à compra de máquinas e equipamentos e ao crédito privado para a produção.

Dall'Agnol (2007) argumenta que a soja foi o grande responsável pelo surgimento da agricultura comercial do Brasil, que está se modernizando à medida que a mecanização das colheitas se acelera, ampliando a fronteira da agricultura. Isso colaborou com a técnica e a produção de outras culturas e patrocinou o desenvolvimento da avicultura e da suinocultura no País. Uma geração de tecnologias ajudou a aumentar a produção de soja no Brasil, que se tornou o segundo maior produtor mundial do grão.

A importância do complexo soja em território nacional pode ser medida tanto pelo expressivo crescimento da produção quanto pela receita com a exportação e seus derivados (óleo e farelo). Fonte de proteína para o consumo humano e a maioria dos animais produtores de carne, leite e ovos, a soja oferece uma variedade de produtos. É uma cadeia produtiva bastante extensa, pois os animais criados com farelo produzem outros subprodutos que sustentam outros setores econômicos, como a indústria do couro, de fertilizantes orgânicos e outros (Roessing et al., 2005).

Pinho (2004) aponta que a transformação industrial da soja permite obter óleo, torta (resíduos da moagem dos grãos) e farinha; e, desses produtos, lecitina de soja, óleo de cozinha, margarina, gorduras, leite de soja emulsionado, queijo de soja, molho de soja e proteína vegetal texturizada (PVT), que é amplamente utilizada no lugar da carne. O aumento da oferta mundial de grãos de soja foi significativo nas últimas décadas, e a demanda aumentou onde a população mundial está crescendo e se urbanizando (Costa et al., 2014).

Entre 1950 e 2017, a população cresceu de 2,56 bilhões para, aproximadamente, 7,6 bilhões, e a população urbana era de cerca de 55% da população total. Projeções mostram que, em 2050, a população deve chegar a quase 9,8 bilhões, e a taxa de urbanização será maior do que a de hoje (Costa et al., 2018). Soma-se a isso o crescimento do PIB, as receitas familiares e as novas tecnologias que possibilitaram a produção em larga escala de alimentos industriais a partir de componentes genéticos, incluindo a proteína de soja e seus derivados (Goodman et al., 2008).

Para o Brasil, esse mercado é uma janela de oportunidades. As exportações de grãos contribuem para aumentar as reservas internacionais do Banco Central, gerando empregos e renda e fortalecendo a cadeia da atividade econômica a partir do elo produtivo dos insumos produtivos para a agricultura. Isso se estende à distribuição de alimentos ao consumidor final (Costa et al., 2014; Rhoden et al., 2018), além de criar condições para outras cadeias agrícolas e alimentares, especialmente de carne, ovos e leite.

R. pol. agríc., Brasília, v.33, e01963, 2024
DOI: 10.35977/2317-224X.rpa2024.v33.01963

O Matopiba

A atividade agrícola desempenhou papel central no desenvolvimento do País como fornecedora de trabalho, excedentes vendáveis, alimentos ou matérias-primas, tanto para o mercado interno quanto para a exportação (Buainain & Garcia, 2015; Maranhão & Vieira Filho, 2016).

Nos últimos 30 anos, a dinâmica da agricultura sofreu intensas mudanças, e o modelo extensivo, baseado na incorporação de terra e trabalho, com baixa intensidade de capital e baixa produtividade, está dando lugar a um novo padrão cuja base é o uso intensivo de capitais, como expõem Buainain et al. (2014). Outro aspecto marcante da agropecuária brasileira tem sido a capacidade de incorporar inovações e aumentar a produtividade geral (Vieira Filho et al., 2011; Gasques et al., 2016).

O Matopiba é composto por 337 municípios de quatro estados fronteiriços – 143 do Maranhão, 130 do Tocantins, 33 do Piauí e 30 da Bahia – e refere-se à parte do território desses estados pertencente ao bioma Cerrado, onde se desenvolve uma agricultura altamente produtiva com uso intensivo de insumos modernos. A região experimentou mudanças econômicas e sociais decorrentes da expansão da agricultura, como a produção de grãos, especialmente soja e milho, e algodão (Pereira et al., 2018a).

Por trás da expansão, estão as boas condições edafoclimáticas locais para a produção de grãos, que fizeram do Matopiba um importante produtor nos últimos anos –sua produção de grãos cresceu 239% entre 2000 e 2014. Mas os ganhos obtidos ao longo dos anos trouxeram um crescimento desigual para a região, porque a produção de matérias-primas é considerada intensiva em capital. Ou seja, o uso intensivo de máquinas, colheitadeiras, insumos de produção e diversas tecnologias é baixo, menor fator de trabalho, o que reduz a distribuição de renda dos trabalhadores. Consequentemente, observou-se que o Produto Interno Bruto (PIB) da região cresceu vigorosamente, mas a distribuição de renda não aumentou proporcionalmente ao aumento da riqueza (Pereira et al., 2018a).

O processo de ocupação da agricultura mecanizada no cerrado baiano teve início na década de 1980. Áreas consideradas marginais tornaram-se áreas agrícolas por causa da nova realidade econômica da região, organizando e modernizando a economia local (Batistella & Valladares, 2009; Santos et al., 2013).

No Piauí, a ocupação começou na década de 1970 com projetos de cajucultura e pecuária. Na década de 1990, as mudanças de uso da terra intensificaram-se em decorrência da produção de cereais, o que ocasionou o desmatamento de grandes áreas (Ramos, 2009). O sul do Maranhão mudou sua estrutura agrícola tradicional de subsistência para a agricultura técnica por causa da produção de soja. A área de soja subiu de 176 mil hectares para 372 mil hectares entre 2000 e 2005, por causa também de melhorias na infraestrutura rodoviária do estado (Studte, 2008).

A produção de soja do Matopiba passou de 4,3 milhões de toneladas em 2004 para 8,6 milhões de toneladas em 2014. O aumento da produção de milho foi ainda mais acentuado, mais de 215%, passando de 1,7 milhão para 5,3 milhões de toneladas no mesmo período (IBGE, 2016). Tal desenvolvimento só foi possível por causa de práticas agrícolas favoráveis, disponibilidade de terras e políticas agrícolas (Bolfe et al., 2016).

O dinamismo é tamanho que, enquanto em 2015, a produção de grãos no Sudeste foi de 17,6 milhões de toneladas, o Nordeste, puxado pela força do Matopiba, produziu 16,2 milhões de toneladas no mesmo ano, segundo dados da Pesquisa de Produção Agrícola Municipal do Instituto Brasileiro de Estatística e Geografia (PAM/IBGE).

O dinamismo da atividade agrícola no Brasil está relacionado com o avanço da agricultura para as áreas de fronteira, particularmente o Centro-Oeste (Mueller, 1990; Vieira Júnior et al., 2006; Buainain et al., 2014) e, mais recentemente, o Nordeste (Buainain & Garcia, 2016; Vieira Filho, 2016), tradicionalmente associado à monocultura de baixa produtividade e à agropecuária extensiva. A domesticação do Cerrado por meio de novas técnicas de produção permitiu a obtenção de elevados ganhos de produtividade (Vieira Filho et al., 2011), principalmente em áreas antes consideradas impróprias à agricultura (IBGE, 2015).

Metodologia

Dados e fontes de informações

Este estudo usou dados municipais do Censo Agropecuário de 2017, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2017). Foram coletadas informações que abordam dados sobre as caracte-

rísticas dos produtores, atividades rurais e uso do seguro. O ano de pré-tratamento foi o de 2005.

Ressaltasse que os municípios cuja produção de soja não foi declarada em 2005 e 2017 foram extraídos da amostra, que ficou reduzida a 117 municípios do Matopiba.

Para a construção da base de dados, os critérios coletados e avaliados foram referentes ao valor bruto da produção (VBP), variável deflacionada pelo INPC de 2017, de soja, em cada município, dividido pelo número de estabelecimentos rurais. A opção por esse procedimento – também adotado para as demais variáveis – decorreu da ausência de acesso aos microdados do Censo Agropecuário de 2017.

A Tabela 1 mostra a descrição das variáveis utilizadas nas estimativas.

Tabela 1. Descrições das variáveis analisadas.

Variável	Descrição
Seguro	Variável *dummy*, em que 1 significa que pelo menos um produtor adquiriu uma apólice do PSR no município em questão; e 0, caso contrário
Área colhida	Área colhida de soja (ha)
Assistência técnica	Percentual de produtores do município que obtiveram acesso à assistência técnica (pública ou privada)
Percentual de homens	Percentual de chefes da família do sexo masculino
Temperatura	Temperatura média dos municípios (°C)
Precipitação	Precipitação pluviométrica do município
Valor bruto da produção	Preço x quantidade produzida de soja no município

Propensity score matching

Levando-se em consideração os estudos de Nathan et al. (2019), o método de difference-in-differences (DID) é uma das abordagens mais utilizadas para medir o efeito de políticas e programas. Uma análise de DID pode ser usada para mensurar um resultado tanto em unidades que foram expostas a uma política ou a um programa (tratamento) quanto em unidades que não foram impactadas pelo programa (grupo controle) antes e depois da implementação da intervenção da política. No caso do artigo, o foco está no impacto do uso do seguro rural na produção de soja nos municípios do Matopiba.

Para Ravallion (2007), quando o grupo de controle é selecionado, o efeito da intervenção sobre a variável de interesse pode ser estimado pelo método DID, desde que dados em painel estejam disponíveis. O uso do DID mede a diferença entre o resultado dos grupos de tratamento e controle na linha de base antes da intervenção versus a diferença entre o tratamento e o controle depois da intervenção (Tavares & Almeida, 2014).

Nesse contexto, de forma simplificada, podemos dizer que a ideia principal do DID se compara à variação no tempo da variável de resultado entre tratamento e controle. Assim, na primeira diferença da análise para tratamento e controle, é calculada a diferença entre t e t-1 da variável de resultados e a segunda diferença, em que é calculada a diferença das diferenças, conforme as definições a seguir:

$$Y = indicador\ de\ interesse$$
$$t = depois\ do\ programa\ (Censo\ 2017)$$
$$t-1 = antes\ do\ programa\ (2005)$$
$$\Delta Y^{tratados} = Y_t^{tratados} - Y_{t-1}^{tratados}$$
$$\Delta Y^{não\ tratados} = Y_t^{não\ tratados} - Y_{t-1}^{não\ tratados}$$
$$Comparar\ \Delta Y^{tratados} = \Delta Y^{não\ tratados}$$
$$\Delta Y^{tratados} - \Delta Y^{não\ tratados} > 0\ para\ impacto\ positivo$$

Dessa forma, as principais vantagens desse método são o controle para características não observáveis fixas no tempo correlacionadas com a participação no programa e com a variável de interesse. Além disso, o método possui ampla aplicabilidade, podendo ser utilizado em um contexto de dados experimentais (Ghiradini, 2015).

A análise de um estudo de DID usa o seguinte modelo de regressão:

$$\gamma_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 tratamento_j + \beta_2 post + \\ + \delta(tratamento_j \times post_i) + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

Dois fatores determinam a magnitude da regressão aos efeitos médios (Barnett et al., 2005). Primeiro, os efeitos da regressão crescem à medida que as unidades são selecionadas mais longe da média do grupo. Em segundo lugar, os efeitos da regressão caem com o aumento da correlação entre a variável de seleção da amostra e a outra variável medida.

R. pol. agríc., Brasília, v.33, e01963, 2024
DOI: 10.35977/2317-224X.rpa2024.v33.01963

Em configurações longitudinais, isso significa que os efeitos da regressão diminuem com o aumento da correlação entre as medidas ao longo do tempo, ou seja, a correlação serial (Barnett et al., 2005). A seleção de unidades que possuem valores extremos de uma variável instável ao longo do tempo produzirá uma grande regressão aos efeitos médios. Variáveis que não variam ao longo do tempo, como sexo ou região, não estão sujeitas à regressão longitudinal aos efeitos de média.

Um método empregado para complementar o DID é a incorporação do propensity score-matching[3] (double difference matching – DDM). Para Ravallion (2005), Peixoto et al. (2007), Pinto (2012) e Villa (2016), tal metodologia consiste em erigir um grupo controle semelhante ao grupo tratado, para combiná-los com base em suas características observáveis.

A aplicação do método reduz o viés de seleção igualando a distribuição de covariáveis entre grupos tratamento e controle (Peixoto et al., 2008). Ele procura reduzir a dimensionalidade do conjunto de fatores de confusão a uma única medida e permite que unidades de análise com propensity scores semelhantes tenham em média também probabilidades semelhantes de aceitação e distribuição de covariáveis.

O pareamento é uma forma de reorganizar um estudo observacional, de modo que as suposições do estudo experimental sejam pelo menos aproximadamente corretas. Ainda que os indivíduos dos grupos de tratamento e controle sejam exatamente os mesmos (exceto pelo tratamento), as diferenças podem ser imperceptíveis aos fatores que influenciam a probabilidade de aceitação do tratamento e seu resultado potencial – para esta contribuição, o efeito do programa PSR na produção de soja no Matopiba.

A metodologia adotada na análise do efeito do uso do programa foi desenvolvida por Rosenbaum & Rubin (1983), sendo a exposição neste trabalho fundamentada em Heckman et al. (1998) e Ichino et al. (2008).

Os autores levaram em consideração duas propriedades importantes. A primeira afirma que as características de balanceamento das variáveis pré-tratamento são independentes. A segunda propriedade é a de não confundimento ou ignorabilidade condicional ao escore de propensão. Assim, a variável de resultado é independente da variável de seleção, condicional ao escore de propensão. Fundamentalmente,

$$\{\mathrm{Y}(1), \mathrm{Y}(0)\} \perp \mathrm{S} \mid \mathrm{p(X)} \tag{2}$$

O impacto médio do PSR para os produtores assegurados pode ser medido pelo impacto médio do programa, chamado na literatura de ATE:

$$ATE = E(\Delta i)\{E\,\mathrm{Y}i\,(1) - \mathrm{Y}i\,(0)\} \tag{3}$$

O método propensity score-matching de tratamento e controle é baseado na hipótese de validade da segunda propriedade. Ou seja, com o mesmo p(X), Y(0) é independente de S. De acordo com essa hipótese, foi permitido usar os resultados do grupo de controle para estimar os grupos de tratamento de situação contrafactual, criando estimativas imparciais do efeito do tratamento no tratado (ATT),

$$ATT = E\Big\{\big[E\{Y_1(1)|S_i = 1, p(x_1)\}\big] - \\ - \big[E\{Y_1(0)|S_i = 0, p(x_1)\}\big]|S_i = 1\Big\} \tag{4}$$

em que:

i é o i-ésimo município de tamanho N, i = 1,...,N

$Si \in \{0,1\}$ é a variável de seleção, indicando que pelo menos um produtor adquiriu a apólice do programa (PSR) no município em questão: sim (= 1) ou não (= 0)

Yi (1) é a variável de resultado do município que participou do PSR

Yi (0) é variável de resultado caso o município não tenha participado do PSR

$\Delta i = Yi$ (1) - Yi (0) é o impacto do programa em qualquer município

Vale ressaltar que o efeito do tratamento do DDM foi conduzido pelo pareamento de Kernel, sugerido por Heckman et al. (1998), Blundell & Dias (2009) e Villa (2016).

[3] Ver Ravallion (2005).

Assim, realizou-se a análise entre os anos de 2005 (pré-tratamento) e 2017 (ano do último censo).

Resultados

As Tabelas 2 e 3 mostram as estatísticas descritivas das covariadas do modelo para 2005 e 2017. O VBP da soja, em média, foi de RS 9.657.500 e a área colhida média foi de 845 hectares. Todavia, em ambos os casos foi detectado elevado desvio padrão.

Ao comparar as médias de 2017 com as de 2005, período de pré-tratamento, apenas a variável precipitação possui uma média superior à de 2017. As demais variáveis exibiram maiores valores medianos.

A Tabela 4 mostra a média das covariadas utilizadas na probabilidade de participação, antes e depois do tratamento, entre tratado e controle. Observa-se que, exceto a variável percentual de assistência técnica, as covariadas não apresentaram diferenças significativas antes do pareamento. Ou seja, indica semelhanças entre as médias das variáveis de tratado e controle mesmo antes do pareamento. Na prática, não haveria necessidade de pareamento; contudo, mesmos nesses casos, quando as variáveis socioeconômicas e demográficas dos grupos são analisadas, o pareamento é recomendado (Ravallion, 2007).

Em seguida, foi estimado o modelo com PSM (DID-PSM). Em 2017, 81 municípios dos 117 contavam com produtores que adquiriram apólice do PSR vinculado à produção de soja.

A Tabela 5 mostra o resultado do teste do DDM para a área colhida. Observa-se que a área colhida de soja nos municípios com apólices contratadas do PSR em 2017 exibe uma diferença de

Tabela 2. Estatística descritiva para 2005.

Variável	N	Média	Desvio padrão	Min	Max
Perc. assistência	117	0,1218	13,58	0,0274	0,2738
Perc. homens	117	0,8514	4,3929	0,7812	0,9432
Temperatura	117	27,28	1,2312	25,56	28,89
Precipitação	117	1.563,5	173,46	793,04	2.079,80
Valor bruto da produção	117	5.685.500	1.754.073	2.343,2	13.041.980
Área colhida	117	789,42	1.107,04	25	6.998

Tabela 3. Estatística descritiva para 2017.

Variável	N	Média	Desvio padrão	Min	Max
Perc. assistência	117	0,1562	14,42	0,0582	0,3538
Perc. homens	117	0,8793	5,6179	67,0306	0,9612
Temperatura	117	27,49	1,008	24,56	29,18
Precipitação	117	1.427,8	263,46	693,04	2.164,52
Valor bruto da produção	117	9.657.500	1.498.073	4.849.700	19.504.582
Área colhida	117	845,42	1.137,04	76,92	8.298

Tabela 4. Diferenças entre as médias das covariadas do modelo.

Variável	Antes do matching			Depois do matching
	Média Tratados	Média Controle	DIF-DIF Médias	
Perc. assistência	18,62	12,18	6,48*	0,59
Perc. homens	85,27	84,05	1,22	0,36
Temperatura	27,4	27,3	0,1	0,89
Precipitação	1.278,9	1.283,5	-4,6	1,05

Nota: * significante a 5%.

R. pol. agríc., Brasília, v.33, e01963, 2024
DOI: 10.35977/2317-224X.rpa2024.v33.01963

Tabela 5. Resultado do double-difference-matching para a área colhida.

Variável	Fte	S. Erro	|t|	P>|t|
Antes				
Controle	550.946			
Tratamento	815.195			
Diff (T-C)	264.249	146.865	1,8	0,068*
Depois				
Controle	1.192.818			
Tratamento	1.766.554			
Diff (T-C)	573.736	272.266	1,74	0,083*
Diff-in-Diff	309.487	144.365	2,14	0,031*

* significante a 5%.

309,48 hectares, mostrando um resultado positivo e significante a 5%. Ou seja, a área colhida foi maior nesses municípios, com diferença estatisticamente significante.

O resultado corrobora diversos estudos, pois mostra a evolução da produção da soja na região do Matopiba, bem como uma maior participação do PSR, garantindo ao produtor um menor risco de perda de safra na região (Tabosa & Vieira Filho, 2018; Souza et al., 2020; Tabosa et al., 2021a; Alves, 2022).

A Tabela 6 mostra o resultado do DDM para o VBP. Observa-se que, para 2017, o VBP da soja para os municípios com apólices do PSR foi maior do que os sem apólices, cuja diferença foi de R$ 2.657.859,00, resultado positivo e significativo a 5%.

Ou seja, a amostra selecionada por meio do PSR exibiu comportamento consistente com o esperado, e, como essas variáveis são exigências regulatórias do segmento do programa, espera-se que mais produtores rurais de soja do Matopiba façam uso do PSR (Tabosa & Vieira Filho, 2018; Tabosa et al., 2021a; Alves, 2022).

Tabela 6. Resultado do double-difference-matching para o valor bruto da produção.

Variável	Fte	S. Erro	|t|	P>|t|
Antes				
Controle	4.616.625			
Tratamento	5.449.125			
Diff (T-C)	832.500	418.312	1,95	0,051*
Depois				
Controle	8.954.872			
Tratamento	12.445.231			
Diff (T-C)	3.490.359	1.059.234	3,29	0,000*
Diff-in-Diff	2.657.859	1.276.943	2,08	0,042*

* significante a 5%.

Considerações finais

O objetivo deste estudo foi analisar os efeitos do Prêmio do Seguo Rural na área colhida e no valor bruto da produção (VBP) da soja para os produtores do Matopiba, pelo método de difference-in-difference com o PSM (DDM) e informações municipais para 2005 (pré-tratamento) e 2017.

Os resultados mostraram as seguintes médias: produtores que obtiveram assistência técnica, 15,62%, oscilando entre 0,27% a 65,38%; produtores do sexo masculino, 88%; temperatura média nos municípios produtores de soja do Matopiba, 27 ºC, variando entre 24 ºC e 29 ºC; precipitação pluviométrica média, 1.427 m^3; VBP da soja, R$ 9.657.500; e área colhida, 845 hectares.

Depois do teste do difference-in-difference com PSM, os municípios com apólices contratadas pelo PSR, obtiveram – em relação aos municípios também produtores de soja, mas sem apólices – uma área colhida maior em 309,48 hectares e VBP maior em R$ 2.657.859,00.

Referências

ABIOVE. **Estatística mensal do complexo soja**. São Paulo, 2013. Disponível em: <http://www.abiove.com.br>. Acesso em: 29 set. 2023.

ALVES, P.R.H. **Análise da evolução do seguro agrícola no Brasil e sua influência na margem bruta da produção de soja em municípios de interesse**: um estudo a partir da análise de dados em painel. 2022. 50p. Dissertação (Mestrado) – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo. Disponível em: <https://hdl.handle.net/10438/32033>. Acesso em: 18 jul. 2023.

APPY, B.; DAMASCO, O.R. A abertura do mercado de resseguros do Brasil. **Valor Econômico**, 31 jul. 2007. Caderno A, p.12.

BARNETT, A.G.; VAN DER POLS, J.C.; DOBSON, A.J. Regression to the mean: what it is and how to deal with it. **International Journal of Epidemiology**, v.34, p.215-220, 2005. DOI: https://doi.org/10.1093/ije/dyh299.

BATISTELLA, M.; VALLADARES, G.S. Farming expansion and land degradation in Western Bahia, Brazil. **Biota Neotropica**, v.9, p.61-76, 2009. DOI: https://doi.org/10.1590/S1676-06032009000300005.

BLUNDELL, R.; DIAS, M.C. Alternative approaches to evaluation in empirical microeconomics. **Journal of Human Resources**, v.44, p.565-640, 2009. DOI: https://doi.org/10.3368/jhr.44.3.565.

BOLFE, É.L.; VICTÓRIA, D. de C.; BAYMA-SILVA, G.; SPINELLI-ARAUJO, L.; GOMES, D. Matopiba em crescimento agrícola: aspectos territoriais e socioeconômicos. **Revista de Política Agrícola**, ano25, p.38-62, 2016. Disponível em: <https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/1202>. Acesso em: 17 nov. 2023.

BUAINAIN, A.M.; ALVES, E.; SILVEIRA, J.M. da; NAVARRO, Z. (Ed.). **O mundo rural no Brasil do século 21**: a formação de um novo padrão agrário e agrícola. Brasília: Embrapa, 2014. Disponível em: <https://www.alice.cnptia.embrapa.br/alice/handle/doc/994073>. Acesso em: 12 set. 2023.

BUAINAIN, A.M.; GARCIA, J.R. Evolução recente do agronegócio no cerrado nordestino. **Estudos Sociedade e Agricultura**, v.23, p.166-195, 2015. Disponível em: <https://www.redalyc.org/pdf/5999/599964679007.pdf>. Acesso em: 14 ago. 2023.

CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. **Série Histórica de Produção**. Brasília, 2013. Disponível em: <http://www.conab.gov.br>. Acesso em: 25 abr. 2023.

COSTA, N.L.; SANTANA, A.C. de; BASTOS, A.P.V.; BRUM, A.L. Desenvolvimento tecnológico, produtividade do trabalho e expansão da cadeia produtiva da soja na Amazônia Legal. In: SANTANA, A.C. de. (Org.). **Mercado, cadeias produtivas e desenvolvimento rural na Amazônia**. Belém: Ed. da UFRA, 2014. p.81-112.

COSTA, R.A.; COSTA, E.M.; MARIANO, F.Z.; CAVALCANTI, D.M. Impactos do Programa Bolsa Família no mercado de trabalho e na renda dos trabalhadores rurais. **Nova Economia**, v.28, p.385-416, 2018. DOI: https://doi.org/10.1590/0103-6351/3289.

CUNHA, A.S. **Um seguro agrícola "eficiente"**. Brasília: Universidade de Brasília, 2002a.

CUNHA, G.R. **Novos rumos para o seguro rural no Brasil**. Passo Fundo: Embrapa Trigo, [2002b]. Disponível em: <http://www.cnpt.embrapa.br/pesquisa/agromet/agromet/artigos/seguroon.html>. Acesso em: 23 jul. 2023.

DALL'AGNOL, A.; ROESSING, A.C.; LAZZAROTTO, J.J.; HIRAKURI, M.H.; OLIVEIRA, A.B. de. **O complexo agroindustrial da soja brasileira**. Londrina: Embrapa Soja, 2007. 11p. (Embrapa Soja. Circular técnica, 43). Disponível em: <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/handle/doc/470318>. Acesso em: 17 set. 2023.

FERREIRA, A.B. de H. Seguro agrícola. In: FERREIRA, A.B. de H. **Novo dicionário da língua portuguesa**. 2.ed., rev. e aum. Rio de Janeiro: Nova Fronteira, 1986.

FORNAZIER, A.; SOUZA, P.M. de; PONCIANO, N.J. A importância do seguro rural na redução de riscos da agropecuária. **Revista de Estudos Sociais**, v.14, p.39-52, 2012. Disponível em: <https://periodicoscientificos.ufmt.br/ojs/index.php/res/article/view/1829>. Acesso em: 17 nov. 2023.

GARCIA, J.R.; BUAINAIN, A.M. Dinâmica de ocupação do Cerrado Nordestino pela agricultura: 1990 e 2012. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.54, p.319-338, 2016.

GASQUES, J.G.; BACCHI, M.R.P.; RODDRIGUES, L.; BASTOS. E.T.; VALDES, C. Produtividade da agricultura brasileira: a hipótese da desaceleração. In: VIEIRA FILHO, J.E.R.; GASQUES, J.G. (Org.). **Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade**. Brasília: Ipea, 2016. p.143-163. Disponível em: <https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/9241/1/Produtividade%20da%20agricultura.pdf>. Acesso em: 15 dez. 2023.

GHIRADINI, P.P.B. **Regressão diferenças em diferenças**: uma análise de fusões no setor hospitalar brasileiro. 2015. 57p. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília, Brasília.

GOODMAN, D.; SORJ, B.; WILKINSON, J. **Da lavoura às biotecnologias**: agricultura e indústria no sistema internacional. Rio de Janeiro: Centro Edelstein de Pesquisas Sociais, 2008. DOI: https://doi.org/10.7476/9788599662298.

GRECO SEGUROS. **História do seguro**. São Paulo, 2023. Disponível em: <http://www.grecoseguros.com.br/historiaseguro.htm>. Acesso em: 16 nov. 2023.

GUIMARÃES, M.F.; NOGUEIRA, J.M. A experiência norte-americana com o seguro agrícola: lições ao Brasil? **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.47, p.27-58, 2009. DOI: https://doi.org/10.1590/S0103-20032009000100002.

HECKMAN, J.J.; ICHIMURA, H.; TODD, P.E. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme. **The Review of Economic Studies**, v.64, p.605-654, 1998. DOI: https://doi.org/10.2307/2971733.

IBGE. Instituto Brasileiro de Economia e Estatística. **Banco de dados agregados**. 2013. Disponível em: <http://www.sidra.ibge.gov.br>. Acesso em:18 jun. 2023.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produção de Soja**. 2015. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/explica/producao-agropecuaria/soja/br>. Acesso em: 3 jan. 2024.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produção de Soja**. 2016. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/explica/producao-agropecuaria/soja/br>. Acesso em: 3 jan. 2024.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produção de Soja**. 2017. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/explica/producao-agropecuaria/soja/br>. Acesso em: 3 jan. 2024.

ICHINO, A.; MEALLI, F.; NANNICINI, T. From temporary help jobs to permanent employment: what can we learn from matching estimators and their sensitivity? **Journal of Applied Econometrics**, v.23, p.305-327, 2008. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/25144550>. Acesso em: 14 jan. 2024.

IMEA. Instituto Mato-Grossense de Economia Agropecuária. **Boletim Semanal –Dezembro de 2010**. 2010a. Disponível em: <http://www.imea.com.br/upload/publicacoes/arquivos/2010_12_17_BSSoja.pdf>. Acesso em: 23 out. 2023.

IMEA. Instituto Mato-Grossense de Economia Agropecuária. **Vinte grupos concentram 20% da área plantada de soja em MT**. 2010b. Disponível em: <http://www.imea.com.br/noticias.php?id=217>. Acesso em: 15 fev. 2023.

JARDIM, A.L.C.; FERREIRA, L. da R. Potencialidade do seguro rural no Brasil. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008, Rio Branco. **Anais**. Rio Branco: Sober, 2008. DOI: https://doi.org/10.22004/ag.econ.109766.

LEITE, F.N. de S. **Impacto do crédito rural e seguro rural na produção agrícola no estado de São Paulo**. 2020. 75p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba. Disponível em: <https://repositorio.ufscar.br/handle/ufscar/13012>. Acesso em: 15 jun. 2023.

R. pol. agríc., Brasília, v.33, e01963, 2024
DOI: 10.35977/2317-224X.rpa2024.v33.01963

MACEDO, L.O.B.; PACHECO, A.B.; ESPÍRITO SANTO, E.S. do. A evolução do Programa de Subvenção do Prêmio do Seguro Rural: uma avaliação do período 2006-10. **Indicadores Econômicos FEE**, v.40, p.99-112, 2013. Disponível em: <https://revistas.planejamento.rs.gov.br/index.php/indicadores/article/view/2810>. Acesso em: 28 jan. 2024.

MARANHÃO, R.L.A.; VIEIRA FILHO, J.E.R. **A dinâmica do crescimento das exportações do agronegócio brasileiro**. Brasília: Ipea, 2016. (IPEA. Texto para discussão, 2249). Disponível em: <https://portalantigo.ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/TDs/td_2249v.pdf>. Acesso em: 22 set. 2023.

MARTINS, S.S. **Risco e seguro das atividades agrícolas**. 1985. 67p. Dissertação (Mestrado) – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo. DOI: https://hdl.handle.net/10438/11170.

MEDEIROS, E.A. de. Avaliação da implementação do Programa de Subvenção do Prêmio do Seguro Rural. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.51, p.295-308, 2013. DOI: https://doi.org/10.1590/S0103-20032013000200005.

MITIDIERI, F.J.; MEDEIROS, J.X. de. Zoneamento agrícola de risco climático: ferramenta de auxílio ao seguro rural. **Revista de Política Agrícola**, ano17, p.33-46, 2008. Disponível em: <https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/435>. Acesso em: 23 jan. 2024.

MUELLER, C.C. Políticas governamentais e expansão recente da agropecuária no Centro-Oeste. **Planejamento e Políticas Públicas**, n.3, p.45-74, 1990.

NATHAN, H.; THUMMA, J.R.; RYAN, A.M.; DIMICK, J.B. Early impact of Medicare accountable care organizations on inpatient surgical spending. **Annals of Surgery**, v.269, p.191-196, 2019. DOI: https://doi.org/10.1097/SLA.0000000000002819.

OZAKI, V. Uma digressão sobre o Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural e as implicações para o futuro deste mercado. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.48, p.495-514, 2010. DOI: https://doi.org/10.1590/S0103-20032010000400001.

OZAKI, V.A. Em busca de um novo paradigma para o seguro rural no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.46, p.97-119, 2008. DOI: https://doi.org/10.1590/S0103-20032008000100005.

PEIXOTO, B.T.; ANDRADE, M.V.; AZEVEDO, J.P. **Avaliação econômica do Programa Fica Vivo**: o caso piloto. Belo Horizonte: UFMG, Cedeplar, 2008. (Texto para discussão, 336).

PEIXOTO, B.T.; ANDRADE, M.V.; AZEVEDO, J.P. **Preventing criminality**: an economic evaluation of a Brazilian Program. 2007. Disponível em: <https://www.cedlas.econo.unlp.edu.ar/wp/wp-content/uploads/peixoto.pdf>. Acesso em: 3 jan. 2024.

PEREIRA, C.N.; CASTRO, C.N. de; PORCIONATO, G.L. Expansão da agricultura no MATOPIBA e impactos na infraestrutura regional. **Revista de Economia Agrícola**, v.65, p.15-33, 2018a. Disponível em: <http://www.iea.sp.gov.br/ftpiea/publicacoes/rea/rea3-2-18.pdf>. Acesso em: 23 jan. 2024.

PEREIRA, C.N.; PORCIONATO, G.L.; CASTRO, C.N. de. Aspectos socioeconômicos da região do Matopiba. **Boletim Regional, Urbano e Ambiental**, v.18, p.47-59, 2018b. Disponível em: <https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/8462>. Acesso em: 14 out. 2023.

PINHO, C. A soja é pop. **Istoé**, n.1796, p.80-81, 2004.

PINTO, C.C.X. Pareamento. In: MENEZES FILHO, N. (Ed.). **Avaliação econômica de projetos sociais**. São Paulo: Dinâmica, 2012. p.85-105.

RAMOS, R.C. O seguro rural no Brasil: origem, evolução e proposições para aperfeiçoamento. **Informações Econômicas**, v.39, p.5-16, 2009.

RAVALLION, M. A poverty-inequality trade off ? **Journal of Economic Inequality**, v.3, p.169-181, 2005. DOI: https://doi.org/10.1007/s10888-005-0091-1.

RAVALLION, M. Evaluating anti-poverty programs. In: SCHULTZ, T.P.; STRAUSS, J. (Ed.). **Handbook of Development Economics**. Amsterdam: Elsevier, 2007. v.4, p.3787-3846. DOI: https://doi.org/10.1016/S1573-4471(07)04059-4.

RHODEN, A.C.; COSTA, N.L; GABBI, M.T.T.; JANEQUE, R.A.; GELATTI, E. Análise de tendências para a produção e exportação do complexo soja brasileiro: 1998-2017. In: SIMPÓSIO DA CIÊNCIA DO AGRONEGÓCIO, 6., 2018, Porto Alegre. **Anais**. Porto Alegre: UFRGS, 2018. Disponível em: <https://www.researchgate.net/publication/328678323_Analise_de_tendencias_para_a_producao_e_exportacao_do_complexo_soja_brasileiro_1998-2017>. Acesso em: 15 jun. 2023.

ROESSING, A.C.; SANCHES, A.C.; MICHELLON, E. As perspectivas de expansão da soja. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 43., 2005, Ribeirão Preto. **Anais**. Ribeirão Preto: Sober, 2005.

ROSENBAUM, P.; RUBIN, D.B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v.70, p.41-55, 1983. DOI: https://doi.org/10.2307/2335942.

SANTOS, G.R. dos; SOUSA, A.G. de; ALVARENGA, G. **Seguro agrícola no Brasil e o desenvolvimento do programa de subvenção ao prêmio**. Brasília: Ipea, 2013. (IPEA. Texto para discussão, 1910). Disponível em: <https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/2424>. Acesso em: 8 out. 2023.

SILVA, C.R. Necessidade do seguro rural. **AgroAnalysis**, v.31, p.45, 2011.

SILVA, J.A. da; TEIXEIRA, M. do S.G.; SANTOS, V.G. dos. Avaliação do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural – 2005 a 2012. **Revista de Política Agrícola**, ano23, p.105-118, 2014. Disponível em: <https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/892/817>. Acesso em: 22 set. 2023.

SOUZA, P.B. de; BONINSENHA, I.; BRAGA, G.B.; MANTOVANI, E.C. Análise do acionamento de seguros agrícolas baseado em simulações climáticas no estado do Paraná. **Brazilian Journal of Production Engineering**, v.6, p.41-51, 2020. Edição especial.

SOUZA, P.M. Seguro rural no Brasil: uma avaliação do PROAGRO. In: SANTOS, M.L. dos; VIEIRA, W. da C. (Ed.). **Agricultura na virada do milênio**: velhos desafios. Viçosa: Ed. da UFV, 2000. p.117-144.

STUDTE, M. **A expansão da fronteira agrícola e a agricultura familiar no Cerrado Maranhense**. 2008. 55p. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, São Paulo; Universidade Técnica de Berlin, Berlin.

TABOSA, F.J.S.; CASTELAR, P.U. de C.; VIEIRA FILHO, J.E.R.; AMORIM, D.I.M.; SILVA, M.J.N. da. The impact of the PSR rural insurance program on the agricultural productivity in the Matopiba region of Brazil. **International Journal of Business Administration**, v.12, p.1-15, 2021a.

TABOSA, F.J.S.; VIEIRA FILHO, J.E.R. Análise espacial do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR) e seu impacto na área cultivada e na produtividade agrícola no Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, v.52, p.27-43, 2021.

TABOSA, F.J.S.; VIEIRA FILHO, J.E.R. Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR): avaliação de impacto na área plantada e na produtividade agrícola no Brasil. In: SACHSIDA, A. (Org.). **Políticas públicas**: avaliando mais de meio trilhão de reais em gastos públicos. Brasília: Ipea, 2018. p.225-246.

TABOSA, F.J.S.; VIEIRA FILHO, J.E.R.; VASCONCELOS, D. Impacto do seguro agrícola na produtividade: uma avaliação regional no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, ano30, p.85-97, 2021b.

TAVARES, F. de S.; ALMEIDA, A.N. de. Os impactos dos royalties do petróleo em gastos sociais no Brasil: uma análise usando Propensity Score Matching. **Revista Economia & Tecnologia**, v.10, p.93-106, 2014. Disponível em: <https://revistas.ufpr.br/ret/article/view/35147/23482>. Acesso em: 18 jul. 2023.

TÁVORA, F.L. Seguro rural: nova lei, outras subvenções e poucas certezas. **Revista de Informação Legislativa**, v.41, p.385-392, 2004.

VIEIRA FILHO, J.E.R. A fronteira agropecuária brasileira: redistribuição produtiva, efeito poupa-terra e desafios estruturais logísticos. In: VIEIRA FILHO, J.E.R.; GASQUES, J.G. (Org). **Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade**. Brasília: IPEA, 2016. p.89-107. Disponível em: <https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/9239/1/A%20Fronteira%20agropecu%C3%A1ria.pdf>. Acesso em: 18 jul. 2023.

VIEIRA FILHO, J.E.R.; GASQUES, J.G.; SOUSA, A.G. de. **Agricultura e crescimento**: cenários e projeções. Brasília: Ipea, 2011. (IPEA. Texto para discussão, 1642).

VIEIRA JÚNIOR, P.A.; VIEIRA, A.C.P.; BUAINAIN, A.M. O Centro-Oeste brasileiro como fronteira agrícola. In: CONGRESO DE LA ASOCIACIÓN LATINO AMERICANA DE SOCIOLOGÍA RURAL, 7., 2006, Quito. **Anais**. Buenos Aires: Alasru, 2006.

VILLA, J.M. Diff: Simplifying the estimation of difference-in-differences treatment effects. **The Stata Journal**, v.16, p.52-71, 2016. DOI: https://doi.org/10.1177/1536867X1601600108.

WESZ JUNIOR, V.J. O mercado da soja no Brasil e na Argentina: semelhanças, diferenças e interconexões. **Século XXI: Revista de Ciências Sociais**, v.4, p.114-161, 2014. DOI: https://doi.org/10.5902/2236672515647.