

EFEITOS DA POLÍTICA DE SEGURO RURAL NA EFICIÊNCIA TÉCNICA DOS ESTABELECIMENTOS AGROPECUÁRIOS BRASILEIROS

Marcos Felipe Barbosa da Silva¹
Carlos Otávio de Freitas²

Área temática 17: Desenvolvimento rural e local

RESUMO

O seguro rural apresenta-se como uma das estratégias de gerenciamento de riscos ao mitigar o efeito dos ônus causados por sinistros e tornando o agronegócio um investimento mais rentável. Para a popularização do seguro rural, o governo federal implementa políticas públicas como o Prêmio do Seguro Rural – PSR, na tentativa de consolidar o desenvolvimento do seguro rural brasileiro. Neste presente trabalho objetivou-se a determinar a relação entre a eficiência técnica e a adesão ao seguro rural a partir de fronteiras estocásticas de produção. Foram utilizados os dados do Censo Agropecuário de 2017 e os dados abertos referentes as apólices de seguro rural do ano de 2016 do Sistema de Subvenção Econômica ao Prêmio do Seguro Rural – SISSER. Os dados foram tratados a partir de 5563 fazendas representativas observadas neste estudo. Os resultados apresentam uma forte relação da área segurada com o aumento da eficiência técnica, onde os escores de eficiência das fazendas representativas aderidas ao programa do seguro rural tem um aumento de 12 pontos percentuais em detrimento aos escores de eficiências das propriedades que não aderiram ao programa.

Palavras-Chaves: Seguro rural; fronteira estocástica de produção; eficiência técnica; PSR.

ABSTRACT

Rural insurance presents itself as one of the risk management strategies by mitigating the effect of the burden caused by claims and making agribusiness a more profitable investment. For the popularization of rural insurance, the federal government implements public policies such as the Rural Insurance Premium - PSR, as an attempt to consolidate the development of Brazilian rural insurance. This present study aims to determine the relationship between technical efficiency and adherence to rural insurance. For this, the parametric model of Stochastic Frontier Approach (SFA) was used. Data from IBGE's 2017 Agricultural Census and 2016's open data for insurance policies, from the Economic Subsidy System for Rural Insurance Premium – SISSER were used. The data was processed from 5563 representative farms observed in this study. The results show a strong relationship between the insured area and the increase in technical efficiency, where the efficiency scores of representative farms adhering to the rural insurance program have an increase of 12 percentage points to the detriment of the efficiency scores of properties that have not adhered to the program.

Key Words: Rural insurance; stochastic frontier approach; technical efficiency; PSR.

Código JEL: Q10; Q14; Q18

¹ Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro. Email:iamefelipebarbosa@gmail.com.

² Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro. Email:carlos.freitas87@gmail.com.

INTRODUÇÃO

Ao pensar na formação da economia brasileira fica impossível desassociá-la da agropecuária. O Brasil é originado a partir da sua exploração comercial, enquanto colônia de Portugal, do extrativismo à formação de uma empresa agrícola que produzia insumos para suprir as demandas europeias. A economia propriamente dita brasileira inicia-se na independência do país, especificamente com a empresa agrícola portuguesa das américas deixando de ser um braço econômico português (SZMRECSÁNYI, 1990). E assim, com um país recém-formado, sua economia foi, no início, sustentada pela exportação de matéria prima oriunda da agricultura.

Ao analisar a história brasileira, é possível ver vários exemplos de como a agricultura esteve presente no crescimento do país como nação. Com a intensa e crescente industrialização a partir da era Vargas, o setor agropecuário deixou de ser o eixo principal da economia nacional. Mesmo no período de mais intensa industrialização no Brasil e com a crescente urbanização e o êxodo rural em alta, impulsionado nesse período, o setor não perdeu importância para o país. Pelo contrário, aumentou a variedade de insumos, maximizou a sua produtividade, foi mecanizado e passou a produzir também para a indústria (SZMRECSÁNYI, 1990).

Tendo em vista os fatos históricos aludidos podemos também dimensionar tal importância do setor em números. Em 2019, o PIB do agronegócio representou 24,31% do Total do PIB brasileiro. Ainda que em 2020 vivenciamos uma pandemia a nível global, ocorreu um aumento de 6,1% comparado a 2019 (CEPEA, 2020). Em suma, o agronegócio tem um papel fundamental na economia do país, o que se faz necessário o apoio ao desenvolvimento tecno-científico e econômico do setor.

Esse apoio, no Brasil, é dado através da criação de políticas públicas para o desenvolvimento do setor agropecuário. A agropecuária é uma operação de risco elevado pois a ela é atribuída vários fatores que influenciam na sua produtividade (BUAINAIN *et al.*, 2014). De acordo com Buainain *et al.* (2014) à medida que se expande, moderniza e/ou se especializa e, ainda, as flutuações do mercado e o capital aplicado tendem a justificar a elevação dos riscos. Esse setor da economia é um dos que mais sofrem intervenção do Estado pois a sua produção está atrelada a segurança alimentar do país, o que afeta diretamente o bem-estar econômico e social da nação.

Do modo como Barros (2014) relata, o investimento no setor a partir do pós-primeira guerra aconteceu sumariamente com intervenção estatal, com as políticas voltadas para o café, e se deu assim até meados de 1990 onde as intervenções diretas no mercado foram diminuindo (BUAINAIN *et al.*, 2014). Nesse período, quando a industrialização foi intensificada no país, a agricultura passou de uma participação de 33% para 15% do PIB nacional (BARROS, 2014).

Com elevação da miséria e da pobreza e o crescente risco na segurança alimentar, o papel do Estado como agente intervencionista ficou evidente. Passou a se investir no setor, em tecnologia, em educação, no apoio financeiro com abertura de créditos, no seguro rural, na assistência extensionista, para suprir a demanda do mercado interno, e na busca em intervir na acumulação de terras e capital através da reforma agrária.

Hoje, o papel do governo no fomento à atividade rural é fundamental no apoio a diversos setores do campo. Este trabalho se fixa na observância das ações do governo que compõem esse quadro de políticas públicas voltadas para o gerenciamento de risco na agropecuária brasileira, como é o caso do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural onde o governo apoia os produtores rurais subsidiando o prêmio para adesão a programas de seguro.

Assim como foi dito, anteriormente, a atividade agropecuária é dependente de fatores externos, pouco controláveis, tornando-a de risco elevado. Essa alta vulnerabilidade torna pouco atrativo o investimento no setor o que, sem a ação do Estado com um programa de incentivo ao crédito, gera um ciclo de baixos investimentos, baixa modernização e elevadas perdas. As ações dos programas estatais agem em conjunto, como um pacote tecnológico. Por

exemplo, quando entram as políticas públicas do governo disponibilizando as linhas de créditos aos produtores rurais e estes enfrentam sinistros irreversíveis, a sociedade como um todo se prejudica economicamente (FERREIRA; FERREIRA, 2009). Para contornar os efeitos desses eventos os operadores agrícolas tendem a usar muitas estratégias e técnicas para atenuar as perdas, sendo o seguro rural uma das ferramentas, adotadas por estes, mais importante na gestão de riscos (FORNAZIER; SOUZA; PONCIANO, 2012). É neste momento, que ocorre também a necessidade da promoção de um gerenciamento do risco por parte do governo.

O seguro além de prevenir prejuízos dos produtores rurais, concomitantemente previne as eventuais perdas do governo ao disponibilizar as linhas de créditos, pois com a adesão ao seguro o pagamento dos valores emprestados torna-se assegurado (FERREIRA; FERREIRA, 2009). Mas para que isso ocorra, há a necessidade da adesão dos operadores agrícolas. Portanto, é assim que se insere a importância do Seguro Rural, pois a sua ação diminui as perdas dos produtores e da sociedade como um todo. O aumento da adesão ao programa, ou seja, cada vez mais áreas cobertas pelos seguros rurais, é vital para que o setor prospere. Com isso, também, se evidencia a importância do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR), citado anteriormente, pois essa política pública permite o seguro rural ser mais atrativo, financeiramente, aos seus participantes, pois quanto mais propriedades asseguradas, menores serão os efeitos dos riscos. Todavia, é importante que o setor de seguro e resseguro voltado ao campo esteja bem amparado para que a possibilidade do advento de sinistros, que afetam áreas em larga escala, seja mitigado e que não cause uma crise na área. Portanto, vale salientar a importância também de se considerar que a quantidade de propriedades seguradas deve ser conjugada com estratégias de pulverização geográfica, para evitar o risco sistêmico, como demonstrado em Lopes *et al.* (2017).

O programa de subvenção ao prêmio pode ser requerido por qualquer pessoa física ou jurídica que produza qualquer uma das culturas determinadas pelo MAPA, através do Zoneamento Agrícola de Risco Climático, ZARC, para o programa. Em 2019, 58.215 produtores rurais foram contemplados no PSR. Ou seja, os recursos alocados para o PSR auxiliaram na subvenção de 95.288 apólices contratados no ano, cobrindo uma área de 6,9 milhões de hectares e representando R\$ 20,1 bilhões em produção assegurada (BRASIL, 2020). Ainda que a atuação do PSR tenha executado todo o orçamento previsto para 2019, a cobertura e o mercado de seguro agrícola brasileiro são pequenos, porém em expansão. Segundo o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento “a área segurada pelo PSR representou aproximadamente 8,7% da área plantada com as principais culturas agrícolas”, o que indica uma grande área para atuar na gestão do risco agropecuário (BRASIL, 2020).

Por sua vez, em 2020, a cobertura do seguro rural superou a marca dos 10 milhões de hectares assegurados com o auxílio do programa. Foram empregados R\$ 680 milhões do PSR no auxílio à contratação de 149 mil apólices, com um total assegurado de R\$ 33 bilhões. Até outubro deste ano, foram contabilizados mais de R\$ 11 bilhões em prêmios pagos pelos produtores rurais (BRASIL, 2020).

Lembrando que no último Censo Agropecuário, de 2017, foi levantado que a área total de lavouras e pastagens no território nacional é de 223.015.352 hectares, ou seja, ainda há uma grande área não coberta pelo programa e suas modalidades. Assim, frente a sua promissora capacidade de expansão no Brasil e seus benefícios na atenuação dos riscos da produção agropecuária, se faz necessário avaliar o papel do Seguro Rural como uma importante ferramenta de melhoria e aprimoramento da produtividade no setor.

O seguro rural também permite uma melhor disponibilização de margens de créditos, pois os bancos sentem-se mais seguros sabendo quando o produtor está assegurado contra eventuais prejuízos. Possuindo uma proteção do capital empregado na lavoura, o produtor passa a arriscar mais, a produzir mais, e crescer e ampliar-se enquanto empresa. A adesão ao seguro rural reduz a ineficiência da produção quando se trata do gerenciamento dos riscos. Ao receber

o prêmio por eventuais sinistros, o produtor minimiza as possíveis perdas do investido. Assim, é evitado o desperdício de todos investimentos nos fatores envolvidos na produção – como tecnologia implementada, insumos químicos, biológicos e mão-de-obra, garantindo maior eficiência no seu uso. Como consequência, o seguro rural contribui positivamente sobre o desempenho da empresa agrícola garantindo, deste modo, uma maior eficiência no uso dos recursos produtivos.

O presente trabalho visa avaliar a eficácia do Seguro Rural ao promover a estabilização financeira no setor agropecuário, a partir de medidas da eficiência técnica. Desta maneira, o objetivo geral desta pesquisa é analisar o impacto da adesão do produtor ao Programa de Seguro Rural, no desempenho produtivo do setor agropecuário brasileiro. Isto para avaliar se as medidas adotadas pelo governo – implemento de políticas públicas voltadas para a construção e consolidação de um seguro rural brasileiro – estão contribuindo de forma positiva para o desenvolvimento do seguro rural no país.

Especificamente, objetiva-se entender o papel e os efeitos do seguro rural dentro da política agrícola brasileira, e, a maneira na qual, através dos conceitos de eficiência técnica, o seguro pode afetar o desempenho da atividade individual em uma unidade de fazenda. Entendemos a eficiência técnica como um termo que compreende *a produção máxima atingível em utilizar insumos disponíveis* (KOOPMANS, 1951 apud. REIS *et al.*, 2020). Assim, de acordo com Reis *et al.* (2020), esta encontra-se num ponto de equilíbrio onde quaisquer melhorias em alguns de seus fatores gera uma queda na resposta de outros. Ou seja, quando não é mais possível minimizar os insumos e/ou substituir os processos para que aumente a eficiência, encontramos-nos em uma produção eficiente.

A principal contribuição desse trabalho é mensurar o desempenho das políticas públicas aplicadas ao setor de seguros para o campo, atentando aos demonstrativos de desempenho do setor disponibilizados pelo órgão governamental responsável, o MAPA. Ainda, a presente pesquisa contribui com mais análises voltadas a esta temática, ainda em desenvolvimento.

REVISÃO DE LITERATURA

Nessa seção trabalharemos a importância do presente trabalho na literatura na qual este se insere e como o assunto tratado vem sendo abordado dentro da comunidade científica.

Há uma produção em crescimento de estudos onde analisam a eficiência técnica com a produtividade agropecuária no país. Freitas *et al.* (2019) analisaram relação entre o tamanho da unidade produtora agropecuária e a eficiência técnica. Reis *et al.* (2020) contribuíram com um estudo sobre os fatores de produção que afetam a eficiência técnica dos assentamentos rurais no Brasil. Magalhães e Campos (2006) utilizaram os conceitos de eficiência técnica para analisar a produção de leite no estado do Ceará. Mais especificamente, temos Simoni *et al.* (2017) empregando a análise da eficiência técnica no cultivo do milho via plantio direto em Santa Catarina.

Ao analisar a eficiência técnica e tamanho da fazenda, Helfand e Levine (2004) exploram a relação entre a dimensão da unidade produtiva e a eficiência técnica, no centro-oeste brasileiro utilizando o censo agropecuário brasileiro dos anos de 1995 e 1996. Para analisar a eficiência técnica foi utilizado a análise envoltória de dados (DEA), definindo também a eficiência, em um senso relativo, como a distância entre as combinações de insumos e produto observados e as combinações na fronteira, como metodologia para a pesquisa. Os resultados obtidos pelos autores apontavam que o acesso a bens e instituições, que muitas vezes são fornecidos pelo setor público, estavam entre os determinantes mais importantes das diferenças de eficiência. Esses resultados identificam os tipos de políticas e práticas de produção que podem contribuir para o aumento da eficiência técnica na região.

Rada e Buccola (2012) analisaram as variações ocasionadas por uma mudança estratégica econômica do Brasil onde partiram da proteção ao produtor para estratégias voltadas

a um modelo comercial competitivo. Utilizando uma sequência de censos agrícolas decenais para examinar as implicações da política brasileira para a competitividade e eficiência agrícola, foi empregado a análise da Fronteira Estocástica de Produção (SFA) e a eficiência técnica como a razão entre os fatores de produção observados e os mesmos na fronteira. A transição do governo brasileiro para um sistema mais liberal à estratégia de desenvolvimento oferece lições importantes sobre as implicações das políticas para o desempenho agrícola médio e de fronteira e para a lacuna de produtividade que os separa. Os autores concluíram que um direcionamento aprimorado para os investimentos, de acordo com as características e necessidades de cada região, pode ser tão importante quanto qualquer aumento em sua magnitude.

Em 2015, Helfand, Magalhães e Rada examinaram a influência do tamanho das propriedades rurais no crescimento da Produtividade Total dos Fatores (PTF) brasileira, a partir da constatação do crescimento acelerado da PTF agrícola nacional nos últimos 20 anos. Como metodologia, empregaram a Fronteira Estocástica de Produção (SFA) e estimaram a eficiência técnica (TE) como a razão entre o PTF observado e o PTF da fronteira e a mudança técnica (TC) como a derivada em t , tempo, da função. Os resultados indicaram que apesar da rápida mudança técnica setorial que ocorre desde 1985, o crescimento médio anual da PTF agrícola é mais lento. Com isso, os autores concluíram que a lentidão desse crescimento médio da PTF está atrelada ao fato de que maioria dos produtores não conseguiram igualar os ganhos de produtividade com os dos produtores mais eficientes. E ainda afirmam que há uma série de políticas que podem contribuir para aumentar a eficiência técnica de muitos desses produtores.

Freitas *et al.* (2019) analisaram a relação entre a eficiência técnica e o tamanho da propriedade rural. A metodologia adotada se dividiu em duas etapas. No primeiro momento foi adotado a Fronteira de Produção Estocástica (SFA) para obtenção dos níveis de eficiência das propriedades rurais a nível Brasil e também dividido em quatro níveis de área: minifúndio, pequena, média e grande propriedade. Em um segundo momento foi aplicada a regressão quantílica para avaliar o potencial explicativo das variáveis determinantes da eficiência técnica. Os resultados obtidos apresentaram uma relação negativa e não linear do nível de eficiência técnica com o tamanho da propriedade rural. Os autores concluíram que os resultados questionam a eficiência das políticas de redistribuição de terras em aumentar a produtividade de pequenos agricultores, sendo estas eficientes apenas aos pequenos produtores que já possuem uma melhor performance produtiva.

Reis *et al.* (2020) avaliaram eficiência técnica e a mudança na produtividade total dos fatores, e de seus componentes, do setor agrícola de 18 países da América Latina e do Caribe, no período de 1991 a 2012. Neste estudo utilizaram a abordagem da Fronteira Estocástica de Produção (SFA) para calcular a eficiência técnica e o índice de produtividade de Malmquist para mensurar mudanças na PTF. Constataram que a variabilidade do produto agropecuário foi explicada pelos fatores terra (área), capital e trabalho, e pelas fontes de ineficiência técnica atribuídas ao consumo de energia e ao crédito agrícola. Também foi analisada a produtividade total dos fatores constatando que em todo período analisado os países não apresentaram ganho de produtividade. Os pesquisadores puderam concluir que mesmo ocorrendo a variação tecnológica nos anos analisados, a produtividade total dos fatores não se elevou pois o declínio da variação da eficiência técnica foi bastante acentuado.

Ao tratar acerca do seguro rural, Ozaki e Shirota (2005) analisaram a viabilidade de um seguro agrícola baseado em um índice de produtividade regional na região de Castro (PR). Utilizaram os índices de produtividades individuais e regionais desenvolvidos por Halcrow (1945) e Miranda (1991). Os resultados obtidos pelos autores constataram a potencialidade do emprego do seguro regional como ferramenta da gestão de riscos eficaz na região. Os autores concluíram que o seguro regional, se implantado na região, atuará como um importante instrumento na administração do risco sistêmico pelos produtores.

Ferreira e Ferreira (2009) avaliaram a evolução dos programas de seguro rural nos Estados Unidos e Canadá, tendo em vista as perspectivas do projeto do governo de criação do Fundo de Catástrofe para o Brasil, objetivando a importância do seguro com instrumento de política pública. A partir de um levantamento bibliográfico os autores concluem que, por meio do fomento ao seguro agrícola, é possível obter maior desenvolvimento da agricultura, elevação do padrão tecnológico e aumento da produtividade. A consolidação do seguro agrícola é uma forma eficiente do Estado atender ao setor e incentivá-lo a crescer e desenvolver.

Fornazier, Souza e Ponciano (2012) objetivaram construir um relato acerca do uso do seguro rural, a partir de sua criação, bem como expor as experiências de modelos adotados e seus limites enfrentados em suas atividades. Partindo de uma revisão bibliográfica, os autores buscaram fornecer elementos para a discussão quanto adequação e melhorias dos instrumentos de política agrícola relacionados ao seguro rural, visando uma agricultura moderna, competitiva e com riscos controlados. Os autores concluem a necessidade de uma frente cooperativa interdisciplinar que contemple o mercado, o governo, a pesquisa e o produtor rural com o objetivo comum de acelerar o processo de desenvolvimento do seguro rural nacional.

Loyola, Moreira e Veiga (2016) examinaram a evolução recente do Programa Brasileiro de Subsídio ao Prêmio do Seguro Rural (PSR) e suas principais variáveis, representado por região e agricultura, durante o período de 2009-2013. Como metodologia foi empregada uma tabulação dos dados do PSR, disponibilizados pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e do Abastecimento, para uma análise descritiva e exploratória. Os autores concluíram que o PSR foi o responsável pela expansão do mercado de seguro agrícola no Brasil, incentivando e facilitando o acesso dos produtores ao seguro agrícola por meio do subsídio ao prêmio. Embora essa expansão tenha sido lenta e gradual, o programa ainda tem muito espaço para crescer. A análise dos dados revelou que o aumento da oferta e da demanda por seguros rurais está na região Sul e nas modalidades agrícolas de grãos e frutas, com potencial de crescimento em outros setores e outras regiões do país.

Tabosa e Oliveira (2019) analisaram o efeito das políticas públicas voltadas ao seguro agrícola nas regiões brasileiras, objetivando a produtividade das propriedades rurais asseguradas nos anos agrícolas de 2016 a 2017. Como metodologia foi empregado o *Propensity-score matching* (PSM) que consiste em um pareamento entre um grupo de controle e um de tratamento, a partir de características observáveis. Os autores concluíram que o seguro rural obteve um impacto positivo no aumento do nível da produtividade agrícola obtida nas propriedades rurais asseguradas, mostrando ser eficiente na garantia de melhoria e gestão dos riscos.

Tendo em vista a revisão levantada nos parágrafos anteriores podemos efetivar a carência de trabalhos que relacione a adesão dos programas de seguro rural como ferramenta indispensável para garantir a eficiência técnica da propriedade rural. Portanto, fica evidente a importância de analisar o impacto do gerenciamento de riscos, bem como a adesão a programas de seguro rural, como alicerce básico no bem-estar econômico de uma propriedade rural.

METODOLOGIA

Medidas de eficiência e fronteira de produção

Quando propomos a analisar o desempenho produtivo de uma propriedade rural comparamos os dados observados com valores ótimos em todos os fatores que compõem um melhor cenário de produção (CAMPOS, 2011). No dia-a-dia de um empreendimento agropecuário, a razão pauta a ação ao otimizar a cadeia produtiva buscando ampliar a lucratividade do negócio reduzindo os custos ou maximizando a produção.

Na literatura econômica, Koopmans (1951) identifica que a eficiência técnica de um produtor está atrelada a uma situação na qual o mesmo não possa reduzir a utilização de qualquer insumo ou aumentar a produção de um produto sem que afete negativamente o seu

negócio. Complementando os estudos iniciais sobre o nível eficiente de produção, Debreu (1951), Shepard (1953) e, posteriormente, Farrell (1957)³ determinaram duas abordagens para mensuração da eficiência técnica dentro do que foi proposto por Koopmans (1951). A eficiência pode ser relacionada com duas orientações em sua mensuração: A orientação insumo, onde se objetiva reduzir os insumos ao máximo possível, sem que isso afete a produção; e a orientação produto que foca na ampliação limite na quantidade do produto, sem que se altere o número de insumos (FREITAS, 2019).⁴ Neste trabalho adotamos a orientação insumo. Formalmente, de acordo com Kumbhakar e Lovell (2004), a eficiência técnica para Koopmans (1951) é definida a partir de um vetor produto-insumo $(y, x) \in GR$, sendo tecnicamente eficiente se, e somente se, $(y', x') \notin GR$ para $(y', -x') \geq (y, -x)$. Ou seja, ao fixarmos o vetor produto, um vetor insumo será tecnicamente eficiente se, e somente se, não for possível realizar mais alguma redução em sua quantidade.

Ao analisar a isoquanta na Figura 1, onde temos $TE_I(y, x)$, é possível ilustrar o conceito de eficiência técnica. Para tal, na figura 1 devemos considerar uma firma que produz um único produto (q) utilizando dois insumos (x_1 e x_2). (COELLI *et al.*, 2005).

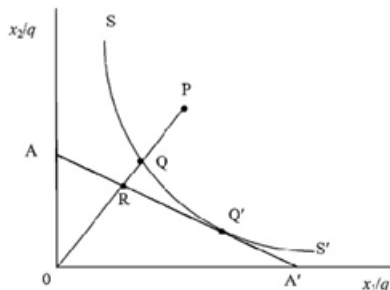


Figura 1. Eficiência técnica e alocativa para orientação-insumo.

Fonte: Coelli *et al.* (2005, p. 52 e 55)

Na representação de $TE_I(y, x)$ na figura 1(a) a curva SS' é a unidade isoquanta completamente eficiente da firma, sendo nesta o lugar onde os seus pontos indicam diversas possibilidades de combinações mínimas entre x_1 e x_2 para produção eficiente de uma unidade do produto y . Ou seja, uma firma que produz em P é tecnicamente ineficiente e a reta QP representa a ineficiência dessa combinação de x_1 e x_2 , onde os insumos poderiam ser reduzidos até Q , tornando-se tecnicamente eficientes. Sendo assim, nessa dinâmica radial a razão OQ/OP representa o percentual que os insumos x_1 e x_2 necessitariam ser reduzidos para que a firma se torne tecnicamente eficiente, ou seja $TE_I = OQ/OP = 1/d_I(x, q)$ (COELLI *et al.*, 2014).

A partir da análise dos gráficos da Figura 1 e entendendo que as firmas alcançam a máxima eficiência nos pontos da isoquanta SS' , torna-se melhor exemplificado a fronteira de produção de Farrell. Assumindo que nenhuma observação possa exceder os limites da função, o conceito de fronteira determinística fica formalmente definido como (ALMEIDA, 2012):

$$Y_i = f(x_i; \beta)e^{-u_i}, \quad i = 1, 2, \dots, n; \quad u_i \geq 0 \quad (1)$$

³ Debreu (1951) e Shepard (1953) utilizaram funções de distância para definir a eficiência técnica, com o intuito de modelar a tecnologia e realizar medições da distância do objeto até a fronteira. Já Farrell (1957), utilizou-se das análises de Koopmans e Debreu para realizar uma definição analítica da eficiência a partir da mensuração de sua estrutura.

Na equação (1), Y_i representa o nível de produção da firma i ; x_i representa um vetor de insumos da firma i e β um vetor de parâmetros a ser estimado. A variável aleatória dos fatores que causa a ineficiência da firma i é representada por u_i e n : o número de firmas da amostra. Desta forma o conceito de fronteira implica que há um determinado número de observações que não podem ultrapassar os limites da fronteira. Portanto, esse modelo de possibilidades determinista assume desvios apenas não positivos, representados por $u_i \geq 0$, tendo a sua medida de eficiência técnica análoga à Farrell que é dada a partir da razão entre o dado observado e a fronteira no mesmo nível. O modelo determinista é vantajoso por ser simples, porém, de acordo com Conceição (1998), o modelo concentra na variável u_i todo tipo de erro desde fatores completamente fora do controle do produtor quanto fatores resultantes de seu próprio desempenho na administração do negócio.

A partir das limitações desse modelo, Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e Van Den Broeck (1977) desenvolveram o modelo de fronteira estocástica onde o erro seria composto. Sendo assim, para a presente pesquisa foi utilizado o modelo paramétrico de fronteiras estocásticas de produção (SFA – *Stochastic Frontier Approach*), o qual permite a separação do erro simétrico (aleatório) e o erro unilateral (ineficiência), o que aprimora os resultados para observação apenas das variáveis objeto deste estudo. Portanto, com o uso desse modelo tem-se como objetivo a obtenção de uma eficiência técnica livre da influência de outras variáveis que impactam a produção e que não estão contempladas nesta pesquisa.

Modelo Analítico

Neste presente trabalho adotamos o modelo estocástico, o qual, como visto anteriormente, incorpora um termo de erro composto por dois elementos. Primeiramente temos um vetor de quantidades produzidas, os *outputs*, representados por Y_i . Em seguida, uma distribuição simétrica, (v_i), que permite variações aleatórias entre as fronteiras e a firma, incluindo efeitos de erros de medida, ruídos estatísticos e também desvios fora do controle da firma (fatores climáticos, oferta de insumos e etc.). Contempla também um desvio unilateral, (u_i), que representa os efeitos da ineficiência relacionados à fronteira estocástica (COELLI *et al.*, 2005; CONCEIÇÃO, 1998).

De acordo com Battese e Coelli (1995 apud REIS *et al.*, 2020), ao atribuir a função de produção para a unidade de tomada de decisão i no ano t teremos a equação definida como:

$$y_{it} = \exp(x_{it}\beta + v_{it} - u_{it}) \quad (2)$$

Na equação, temos μ_{it} representando a ineficiência técnica da unidade produtiva e v_{it} representando o componente aleatório do termo de erro. O desvio unilateral, u_{it} , contempla o conjunto das variáveis aleatórias não negativas, ou seja $u_{it} \geq 0$, o que assegura que todas as observações irão se encontrar dentro dos limites da curva que representa a borda da fronteira de produção. Este termo pode assumir a distribuição normal truncada em zero, *half-normal*, exponencial e a gama, sendo que para a esta pesquisa seguimos o exemplo de Freitas *et al.* (2019), Tupy e Yamaguchi (1998) e Conceição (1998), adotando a distribuição normal-exponencial.

Sendo assim, para este estudo o modelo econométrico foi estimado a partir da função Cobb-Douglas. Esta foi escolhida como a forma funcional da fronteira estocástica dessa pesquisa pois apresenta vantagens em relação as demais, como ocorrer uma menor perda de graus de liberdade quando apresenta três ou mais variáveis independentes (HANLEY; SPASH, 1993, apud FREITAS *et al.*, 2014). Além do mais, a Cobb-Douglas apresenta simplicidade ao utilizar a forma logarítmica tornando os parâmetros lineares. Os parâmetros sobre essa forma funcional apresentam uma elasticidade de produção, o que permite uma comparação entre si e sendo homogênea, os rendimentos são determinados à escala a partir do somatório dos coeficientes da regressão. Por último, quando comparada a forma funcional *translog*, apresenta

uma menor quantidade de parâmetros trabalhados, o que se revela uma vantagem, pois torna-se menos susceptível a problemas de multicolinearidade na estimação (FREITAS; SILVA; TEIXEIRA., 2020). Portanto, a equação pode ser expressa da seguinte forma:

$$\ln Y_{it} = \sum_{i=1}^n \ln \beta_{it} X_{it} + \sum_{h=1}^n M_h + \sum_{g=1}^n G_g + v_{it} - u_{it} \quad (3)$$

Em que, Y_{it} é o valor da produção da unidade de tomada de decisão i no ano t ; β_{it} é um vetor dos parâmetros a serem estimados; e X_{it} são os vetores dos fatores de produção – área, trabalho, capital e insumos produtivos – para a unidade de tomada de decisão i no ano t ; M_h são *dummies* para representar o efeito fixo dos municípios analisados; e G_g são *dummies* para representar os grupos de área. Portanto, a partir deste modelo genérico, a equação a seguir representa a função fronteira estocástica de produção estimada nesta pesquisa:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{ÁREA}_{it} + \beta_2 \ln \text{TRABALHO}_{it} + \beta_3 \ln \text{CAPITAL}_{it} + \beta_4 \ln \text{INSUMOS PRODUTIVOS}_{it} + \sum_{h=1}^n M_h + \sum_{g=1}^n G_g + v_{it} - u_{it} \quad (4)$$

Como vetores dos fatores de produção temos a *área* representando a área total dos estabelecimentos, *trabalho*, sendo a mão de obra no campo, *capital*, como a soma de maquinários e equipamentos utilizados na produção e *insumos produtivos*, representando as despesas com insumos utilizados na produção. Tais fatores serão detalhados na seção seguinte.

Para a função a partir do termo erro de eficiência da produção, a variável selecionada para verificar a hipótese desta pesquisa é a adesão a programas de seguro rural. E também, objetiva-se verificar a influência de outras variáveis, como se relacionam com a escolaridade do produtor (*escolaridade*), com que tipos de assistência esse produtor recebe (*assistência*) e com a condição do produtor em relação ao imóvel (assentado, arrendatário, parceiro e etc.; representados por *proprietário*). Além disso, adiciona-se *dummies* para controle quanto ao tamanho do estabelecimento, grupos de área (G_g). Nesta pesquisa, a função do termo de erro da eficiência da produção adota a seguinte equação:

$$u_{it} = \delta_0 + \delta_1 \text{SEGURO RURAL}_{it} + \delta_2 \text{ASSISTÊNCIA}_{it} + \delta_3 \text{ESCOLARIDADE}_{it} + \delta_4 \text{PROPRIETÁRIO}_{it} + \sum_{g=1}^n G_g + w_{it} \quad (5)$$

Tendo em vista a estimação da função fronteira estocástica, Freitas (2019) indica que a próxima etapa segue com o procedimento de Jondrow *et al.* (1982) onde ocorre a distinção dos desvios da fronteira de seus componentes aleatórios e da ineficiência. A eficiência técnica por orientação ao produto para a unidade de tomada de decisão i no ano t , é determinada através da razão do produto observado pelo produto de fronteira, onde $u_{it} = 0$, e fazendo o uso das equações vistas anteriormente, teremos (REIS *et al.*, 2020):

$$ET_{it} = \frac{y_{it}}{y_{it}^*} = \frac{\exp(x_{it}\beta + v_{it} - u_{it})}{\exp(x_{it}\beta + v_{it})} = \exp(-u_{it}) \quad (6)$$

$$ET_{it} = \exp(-z_{it}\delta - w_{it}) \quad (7)$$

Portanto, para análise dos valores obtidos, a eficiência técnica orientada ao produto para a unidade de tomada de decisão i no ano t encontrara-se no intervalo [0;1], onde o valor 0 representa a ineficiência e o valor 1 representando a eficiência (FREITAS; SILVA; TEIXEIRA, 2020).

Base de dados e tratamento

Os dados gerais (área, trabalho, capital, insumos produtivos, assistência, proprietários, escolaridade e afins) tratados nesta pesquisa foram extraídos do Censo Agropecuário de 2017, realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para a análise dos efeitos do Seguro Rural foram obtidos dados do Atlas do PSR e os dados abertos das apólices de 2016 do PSR disponibilizados pelo Sistema de Subvenção Econômica ao Prêmio do Seguro Rural (SISSER), divulgados pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA).

Como explicado anteriormente, para a primeira etapa, onde obtém-se os escores de eficiência, foi estabelecida a função de produção. Para tal, o *Valor da Produção* (Y_{it}) foi definido como é o valor total da produção dos estabelecimentos agropecuários, em mil reais. Representando o tamanho total dos estabelecimentos agropecuários, em hectares definimos a variável *Área*. *Trabalho*, é determinado como o número total de pessoal ocupado em estabelecimentos agropecuários com mais de 14 anos. E *Capital* como a soma das unidades totais de tratores, semeadeiras/plantadeiras, colheitadeiras, adubadeira e/ou distribuidoras de calcário presentes na unidade de fazenda. Além de caminhões, veículos utilitários, automóveis, motocicletas e aviões. Foi determinada a variável *Insumos Produtivos* como o somatório total das despesas, em mil reais, com adubos corretivos, sementes e mudas, compras de animais, agrotóxico, medicamento para animais, sal, ração e outros suprimentos, transporte da produção, energia elétrica, combustíveis e lubrificantes. Além das despesas com arrendamento de terras, contratação de serviços, salários pagos e outras despesas.

Dando sequência, na segunda etapa é feita a análise dos determinantes da eficiência a partir da função do vetor de ineficiência. Para tal, a variável *Seguro Rural* teve sua definição subdividida em dois valores: o total, em reais, do valor da subvenção federal ao prêmio, sendo descrito como *Subvenção Federal*; e o tamanho total das áreas seguradas das propriedades rurais, em hectares, sendo descrita como *Área Segurada*. *Assistência* foi entendida como o número de estabelecimentos agropecuários que tenham recebido algum tipo (público ou privado) de orientação técnica. Com uma taxa de alta escolaridade, que se refere ao número de produtores com ensino superior e/ou pós-graduação *stricto sensu* (mestrado ou doutorado) dividido pelo total, determinou-se a variável *Escolaridade*. A variável *Proprietários* refere-se a condição do produtor rural com o estabelecimento, sendo o número de proprietários(as) legais, concessionário(a) ou assentado(a) aguardando titulação definitiva, arrendatário(a), parceiro(a), comodatário(a), ocupante e produtor sem área. Para esta variável utilizamos uma taxa de proprietário legal, que consiste no número de proprietários legais do município divididos pelo total de estabelecimentos totais do mesmo local.

Para os *dummies* de área, que visam a definição de grupos quanto ao tamanho do estabelecimento, foi determinado quatro agrupamentos nos seguintes intervalos: 0 a 10 hectares, 10 a 100 hectares, 100 a 1.000 hectares e acima de 1.000 hectares.

Ao constatar a heterogeneidade dos dados adotamos o exemplo de Helfand *et al.* (2015) que cria propriedades representativas (*representative farms – RFs*) com o intuito de homogeneizar os dados tratados. As RFs agregam o valor total de uma variável em um município pela quantidade de estabelecimentos do mesmo município. Portanto, para uma amostra mais homogênea, cada variável trabalhada nesta pesquisa foi dividida pelo número de estabelecimentos oriundos do mesmo município, o que cria as unidades representativas para cada dado especificado para cada região (FREITAS; SILVA; TEIXEIRA, 2020).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Análise descritiva das variáveis

Para realizar a análise descritiva, tratamos os dados dos fatores de produção dentro dos parâmetros de fazendas representativas para cada município, portanto, os valores médios são analisados a partir do total de 5.563 fazendas representativas observadas no estudo. Com isso, de acordo com a Tabela 1, os valores de produção (*VBP*) apresentaram uma média de 167,45 mil reais, variando de 1 a 23.319,5 mil reais e o maior erro padrão do modelo, atingindo o escore de 506, 89 mil reais, o que indica uma grande heterogeneidade na amostra. Enquanto a variável *Trabalho*, que representa o total de pessoas ocupadas acima de 14 anos, conquistou uma média de 3,4 indivíduos.

Já o tamanho total dos estabelecimentos alcançou uma média de 95,5 ha, com um máximo de 5.949,1 ha. O erro padrão também foi elevado e marcou 198,8 ha, o que revela ainda a heterogeneidade na amostra. O alto valor no erro padrão indica a existência fazendas representativas em patamares de produção bastante distintos ao longo do Brasil rural. Com as despesas com adubos, sementes, contratação de serviços, agrotóxicos, medicamentos para animais, além de sal e rações, energia e combustível (*Despesas*), os valores encontrados não foram diferentes. Com um erro padrão de 306,91 mil reais, obteve-se uma média de 74,18 mil reais. Em *Capital*, onde engloba-se a quantidade de tratores e máquinas agrícolas como colhedoras, semeadoras e adubadoras, a média encontrada foi de 0,63 unidades.

Tabela 1. Médias dos fatores de produção e das variáveis de ineficiência a partir de fazendas representativas.

Variáveis	Média	Erro padrão	Min	Max
<i>VBP (R\$ mil)</i>	167,4536	506,8885	1,0000	23.319,5300
<i>Trabalho (un.)</i>	3,3637	5,4491	1,0775	212,9333
<i>Área (ha)</i>	95,5438	198,8299	0,0625	5.949,0600
<i>Despesas (R\$ mil)</i>	74,1766	306,9098	0,0000	10.577,5300
<i>Capital (un.)</i>	0,6322	0,9931	0,0000	19,9403
<i>ATER (%)</i>	0,2804	0,2315	0,0013	1,0000
<i>Escolaridade (%)</i>	0,0903	0,0841	0,0000	0,5455
<i>Proprietário (%)</i>	0,8131	0,1564	0,0000	1,0000
Nº Obs.	5.563			

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para as variáveis de ineficiência, a taxa de acesso à assistência técnica (*ATER*) denotou que 28% das fazendas representativas tiveram acesso a algum tipo de assistência. Já para a taxa de produtores com ensino superior (*Escolaridade*), 9% dos produtores demonstraram ter nível superior, e, por fim, para a variável *Proprietário*, 81% das fazendas representativas estão sob a condição de proprietário do terreno.

Para as variáveis do seguro rural, Tabela 2, foram considerados os valores do ano de 2016 e analisado as médias por região. O total de fazendas representativas foi dividido para cada uma das macrorregiões brasileiras: Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Portanto, foram observados um total de 450, 1.793, 1.662, 1.191 e 467 fazendas representativas, respectivamente.

Tabela 2. Médias das variáveis de ineficiência orientadas as políticas públicas para a promoção do seguro rural.

Variável	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Prêmio Líquido (R\$)	4.973,1610	1.380,4030	4.628,3120	10.862,1200	16.066,3100
Subvenção Federal (R\$)	2.139,6880	564,9021	2.029,8270	3.889,3250	6.621,8750
Área segurada (ha)	36,2552	9,9337	30,0760	56,6112	153,8712
Nº Obs.	450	1.793	1.662	1.191	467

Fonte: Resultados da pesquisa.

Na região Norte, o prêmio líquido atingiu uma média de 4.973,16 reais e a subvenção federal obteve uma média de 2.139,69 reais, enquanto a área segurada garantiu uma média de 36,25 hectares. Para a região do Nordeste, o prêmio líquido apresentou uma média de 1.380,40 reais, a subvenção federal foi definida por uma média de 564,90 reais e na área segurada foi observada uma média de 9,93 hectares.

Para o Sudeste, a média do prêmio líquido foi de 4.628,31 reais, com uma subvenção federal marcando 2.029,83 reais de médias e ao analisar os dados da área segurada apresentou 30,076 hectares de média. Na região Sul, as médias registradas apresentam valores maiores do que as regiões anteriormente citadas, o que denota uma melhor adesão ao seguro na região em detrimento das anteriores. Para o prêmio líquido a média foi de 10.862,10 reais, tendo a subvenção federal uma média de 3.889,33 reais e uma área assegurada com 56,61 hectares em média.

Os valores tornam-se ainda mais atraentes para o Centro-Oeste, onde o prêmio líquido atinge 16.006,31 reais de média, a subvenção federal com uma média de 6.621,87 reais e a área segurada de 153,87 hectares. Sendo assim, o Centro-Oeste é a região com maior adesão ao seguro rural e participação no PSR, garantindo a maior área segurada do país.

Fronteira estocástica e os determinantes da ineficiência técnica

Na Tabela 3, apresenta-se os resultados dos coeficientes estimados, representando as suas elasticidades, a partir do modelo de Fronteira de Produção Estocástica adotado neste trabalho que evidencia o tratamento dos fatores de produção analisados sobre o valor da produção. As variáveis *Trabalho*, *Área*, *Despesa* e *Capital* apresentaram valores com significância estatística e seus sinais se comportaram de maneira prevista.

A elasticidade estimada para o total de pessoas ocupadas acima de 14 anos (0,21) nos informa que para cada acréscimo de 10% na mão-de-obra, aumenta-se 2,1% no valor da produção, mantido os demais fatores constantes. Segundo Freitas, Silva e Teixeira (2020) que em seu modelo também obteve uma elasticidade positiva para a mesma variável, uma melhora da elasticidade do coeficiente pode sugerir um maior emprego de mão-de-obra de qualidade, o que traz melhores resultados para a produtividade de uma propriedade rural.

Quanto ao tamanho dos estabelecimentos, o coeficiente resultou em uma elasticidade de 0,096. Ou seja, para um incremento de 10% na área produtiva de uma propriedade rural, aumenta-se 0,9% no valor de produção. Esta variável apresentou a menor elasticidade do modelo e tal caráter pode diagnosticar uma menor dependência da terra na produtividade e uma maior adoção de tecnologias e melhorias a partir de uma infraestrutura mais moderna.

Tabela 3. Fronteira de Produção estocástica – Brasil, 2017.

LnVBP	Coefficiente	Erro-Padrão	Z	P> z
<i>LnTrabalho</i>	0,2116***	0,0204	10,36	0,00
<i>LnArea</i>	0,0961***	0,0068	14,22	0,00
<i>LnDespesa</i>	0,5970***	0,0092	64,96	0,00
<i>LnCapital</i>	0,1556***	0,0071	21,78	0,00
<i>Constante</i>	2,0446***	0,0421	48,54	0,00
<i>Nº OBS</i>		5.438		

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a 1%.

A variável com maior elasticidade no modelo é a *Despesa*. Os gastos com adubos, sementes, contratação de serviços, agrotóxicos, medicamentos para animais, sal e rações, energia e combustível resultou em um coeficiente de 0,59. A cada 10% de acréscimo com as despesas necessárias a produção, têm-se um incremento e 5,9% no valor da produção. Tal resultado é similar aos encontrados por Freitas, Silva e Teixeira (2020) e reafirma a participação dos gastos desses insumos onde Helfand, Magalhães e Rada (2015) os declararam como os maiores responsáveis para o avanço da produção agropecuária nacional no período de 1985 a 2006, e que, neste modelo revela-se ainda vital para a eficiência produtiva da propriedade rural.

Em *Capital*, que agrupa tratores, colhedoras, semeadoras e adubadoras, a cada adição de 10% no incremento destes bens têm-se um aumento de 1,5% no valor da produção. O aumento do investimento em maquinário, a partir de novas aquisições é comumente previsto em propriedades que não possuam esse tipo de equipamento, o que traria efeitos positivos em sua produtividade (FREITAS; SILVA; TEIXEIRA, 2020). Entretanto, vale salientar que a elasticidade baixa evidencia o histórico de altos investimentos em maquinários nas décadas de 1970 e 1980, onde os produtores, hoje mais tecnificados, aumentam seus investimentos em outras frentes da produção (HELFAND; MAGALHÃES; RADA, 2015).

A Tabela 4 foi construída com os determinantes da ineficiência técnica. Apesar dos valores dos coeficientes não serem cabíveis de interpretação, os seus sinais explicam o comportamento das variáveis sobre a ineficiência técnica. O sinal negativo em *ATER* no modelo aplicado comporta-se como esperado, ou seja, um maior acesso à assistência técnica implica na redução da ineficiência técnica. Vale lembrar que a ação da assistência técnica facilita o acesso a novas informações através de técnicas inovadoras, conhecimento científico e novas práticas que também visam o desenvolvimento de habilidades gerenciais mais efetivas no produtor rural (FREITAS; SILVA; TEIXEIRA, 2020).

A *Escolaridade* se comportou da mesma maneira que *ATER*, ou seja, quanto maior for a quantidade de produtores com ensino superior, menor será a ineficiência técnica. A elevação do capital humano admite uma melhoria das habilidades do produtor o que lhe permite alcançar uma melhor produção, aumenta as possibilidades do produtor em obter, entender e utilizar tecnologias, práticas e estratégias mais modernas. Além do mais, aumenta a capacidade de determinação de quais e/ou quantos fatores podem ser utilizados na função da produção, o que permite adaptar a sua produção de acordo com o mercado consumidor (CONCEIÇÃO, 1998). Em suma, as variáveis de escolaridade e assistência técnica sugerem que o acesso à informação e às práticas técnicas, fornecidas e estudadas pelas universidades, diminuem a ineficiência da produção.

Tabela 4. Determinantes da Ineficiência Técnica (Usigma)

LnVBP	Coefficiente	Erro-Padrão	Z	P> z
<i>ATER</i>	-2,581279***	0,535212	-4,82	0,00
<i>Escolaridade</i>	-33,809970***	4,802753	-7,04	0,00
<i>Proprietário</i>	1,172373***	0,409263	2,86	0,00
<i>Subvenção Federal</i>	0,000012 ^{NS}	0,000055	0,22	0,83
<i>Área segura</i>	-0,011601*	0,006436	-1,80	0,07
<i>Constante</i>	-1,926716***	0,358969	-5,37	0,00
<i>Vsigma</i>	-1,733137***	0,022594	-76,71	0,00

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a 1%, * significativo a 10%, NS – não significativo.

Em *Proprietário* se difere o comportamento em relação aos determinantes anteriores. Quanto maior for a taxa de produtores proprietários, maior será a ineficiência. Tal fato é explicado por Helfand e Levine (2004), onde a situação de arrendatário reduz a ineficiência ao ser comparada com os proprietários, pois fazem um melhor uso de tecnologia, da assistência técnica e de insumos modernos. Tal comportamento na taxa de proprietário demonstra uma associação com baixo uso de tecnologias e outras ferramentas modernas disponíveis, assim como pode ser percebido em produtores na situação de ocupantes (HEL FAND; LEVINE, 2004. p. 8).

Os resultados apresentados para subvenção federal não foram significativos estatisticamente pois $P < |z|$ (P está acima de 0,10). Ou seja, os dados referentes a subvenção federal não foram o suficiente para explicar a ineficiência no modelo. Com isso, não podemos analisar os seus efeitos na eficiência técnica.

A experiência norte americana relatada por Ozaki e Shirota (2006) mostra que, na história do desenvolvimento do seguro agrícola americano, a subvenção federal proporcionou o aumento na área segurada, principalmente em 1981 quando ocorreu um aumento de 81% - antes 26,3 milhões de acres configurando nesse ano 47,7 milhões de acres. Apesar desse modelo não apresentar dados significativos para a análise dos efeitos da subvenção federal, é possível dizer que a subvenção federal esteja associada ao aumento da área segurada. Segundo Fornazier, Souza e Ponciano (2012), programas como o PSR são uma forma de incentivo necessário durante o desenvolvimento inicial de uma cultura do seguro bem aceita e entendida entre os produtores agropecuários. Vale salientar que a forma como o seguro é aplicado (a partir de desastres naturais, valor da produção, histórico de produtividade, entre outros) causa esse efeito variado sobre a área segurada (OZAKI; SHIROTA, 2006).

Apesar da subvenção federal não ter sido suficiente para explicar a ineficiência do modelo, a área segurada foi. A variável comportou-se como o esperado. De acordo com a apuração, quanto maior for a região coberta pelo seguro, menor será a ineficiência dos produtores. Ou seja, o aumento da área segurada é bom para o setor agropecuário pois aumenta a eficiência técnica do setor.

Eficiência técnica e acesso ao seguro rural

Após o resultado satisfatório da variável área, foi-se aplicado o modelo para obtenção dos escores da eficiência técnica das propriedades rurais sobre a ótica da adesão ou não ao seguro rural com auxílio da subvenção federal, Tabela 5. Para tal, foram determinados escores de eficiência técnica a nível Brasil, fazendas representativas com acesso ao seguro rural, apresentando 2056 observações e fazendas representativas sem acesso ao seguro rural, contemplando 3374 observações.

Tabela 5. Eficiência Técnica

Eficiência Técnica	Nº Obs.	Media	Erro padrão	Min	Max
<i>Brasil</i>	5.438	0,8794	0,1105	0,3498	1,0000
<i>Fazendas representativas com acesso ao seguro rural</i>	2.056	0,9520	0,0507	0,6487	1,0000

<i>Fazendas representativas sem acesso ao seguro rural</i>	3.374	0,8351	0,1137	0,3498	1,0000
--	-------	--------	--------	--------	--------

Fonte: Resultados da pesquisa.

No modelo, o nível de eficiência técnica no Brasil como um todo, atingiu 87,9%. As propriedades rurais aderidas ao seguro rural, em fazendas representativas, marcam 95,19% de eficiência, enquanto nas que não são contempladas pelo seguro rural lhes são atribuídas a 83,5%. Tem-se uma diferença significativa, de 11.69 pontos entre os escores.

Os escores encontrados na Tabela 5 evidenciam a importância do seguro rural na eficiência técnica do estabelecimento. A melhoria advinda com a adesão ao seguro rural pode trazer vários benefícios aos produtores, o que impacta na sua eficiência. De acordo com Ozaki (2007) um modelo bem implementado do seguro voltado ao campo, pode facilitar o acesso ao crédito e reduzir os seus custos a partir do ingresso no mercado de capitais com a emissão de títulos garantidos. Em sequência, temos a garantia de uma estabilidade na renda dos produtores onde as oscilações abruptas com eventos inesperados podem ser melhor controladas.

Também podemos considerar que no seguro rural, ao ser aderido, o produtor continua apto na obtenção de novos recursos para a sua atividade continua já que o seguro garantiria o montante necessário para arcar com os prejuízos causados por sinistros pré-estabelecidos. Por fim, Ozaki (2007) afirma que a adesão ao seguro rural permite que o produtor invista em novas tecnologias que visam produtividade e lucratividade.

O papel do seguro voltado ao campo traduz-se em estabilizar uma atividade que sofre com fatores adversos e não controláveis, o que vai garantir ao produtor um melhor retorno de seus investimentos e a possibilidade de seu crescimento. Tais resultados corroboram com os efeitos benéficos da adesão ao seguro rural apresentados por Ozaki (2007), pois demonstram que se pode ter um ganho de 12 pontos percentuais na eficiência ao incluir uma área produtiva a modalidades do seguro rural.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A literatura acerca da experiência do seguro rural brasileiro e de outros países evidencia a necessidade de que se tenha um programa de seguro rural forte e bem consolidado, que é conquistado através de ações governamentais e que o Brasil se encontra no início dessa empreitada. Os efeitos dos benefícios do seguro rural são amplamente discutidos na academia e este trabalho se propôs em contribuir com a análise da eficiência técnica do seguro rural a partir fazendas representativas que foram determinadas de acordo com dados dos municípios divulgados pelo censo agropecuários de 2017 e os dados abertos do Atlas do PSR.

Os resultados da eficiência técnica, obtidos pela estimação da função fronteira estocástica de produção, registram uma ligação positiva com o tamanho da área segurada. Propriedades com áreas seguradas apresentaram-se mais produtivas do que as que não aderem ao programa, com um aumento de 12 pontos percentuais em sua eficiência.

O objetivo deste trabalho foi analisar o desempenho das políticas públicas voltadas ao setor do seguro rural no Brasil. Entretanto, os dados apresentados pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) não foram o suficiente para entender o efeito do Programa de Subvenção ao Prêmio Federal (PSR) sobre a eficiência técnica do Seguro rural nas fazendas representativas do modelo.

Ao estudar a literatura sobre o tema, fica perceptível a necessidade da utilização de um programa de subvenção federal como incentivo propulsor do aumento da área segurada, nos estágios iniciais da implementação de uma cultura do seguro no meio rural em um país. Todavia, é necessário tratar e avaliar os dados gerados dessas práticas a partir de metodologias que permitam analisar o desempenho e a importância desse tipo de política pública para a consolidação do seguro rural. Para o Brasil, que encontra-se nos estágios iniciais de seu

programa de seguro rural, é preciso continuar buscando entender o papel da participação do PSR no desenvolvimento de um modelo de seguro rural brasileiro e em qual momento este parará de surtir efeito na consolidação do seguro rural.

Nesse sentido, políticas públicas que objetivam o aumento da área segurada beneficiam não somente a consolidação de um programa de seguro nacional, mas também estabiliza as oscilações financeiras dos produtores mitigando os efeitos de sinistros ao compartilharem os ônus com outras instituições. Programas e ações governamentais que visam instruir e difundir a cultura de um gerenciamento de riscos mais eficaz torna o agronegócio mais produtivo, tecnificado, moderno e mais competitivo internacionalmente.

REFERÊNCIAS

- AIGNER, D.J.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, P.J. Formulation and estimation of stochastic frontier production models. *Journal of Econometrics*, v.6, n.1, p.21-37, 1977.
- ALMEIDA, P. N. A. *Fronteira de produção e eficiência técnica da agropecuária brasileira em 2006*. Piracicaba, SP: ESALQ/USP, 2012. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade de São Paulo, Piracicaba. 214p.
- BARROS, G. S. de C. Agricultura e indústria no desenvolvimento brasileiro. In: BUAINAIN, A. M.; ALVES, E.; SILVEIRA, J. M. da; NAVARRO, Z. In: *O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola*. Brasília-DF: Embrapa, 2014. p. 75-116. Disponível em: www.embrapa.br Acesso: 2 nov. 2020.
- BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. A model for technical inefficiency effects in stochastic frontier production functions for panel data. In: *Empirical Economics*, n. 20, p. 325-332, 1995.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Área segurada da safra de inverno cresceu 56% com apoio do Mapa. *Revista Cultivar*. [S/L], 2020. Disponível em <https://revistacultivar.com.br/noticias/area-segurada-da-safra-de-inverno-cresceu-56-com-apoio-do-mapa> Acesso em 12 ago. 2022.
- BUAINAIN, A. M.; PEDROSO, M. T. M.; VIEIRA JUNIOR, P. A.; SILVEIRA, R. L. F. da; NAVARRO, Z. Quais os riscos mais relevantes nas atividades agropecuárias? In: BUAINAIN, A. M.; ALVES, E.; SILVEIRA, J. M. da; NAVARRO, Z (orgs.). In: *O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola*. Brasília-DF: Embrapa, 2014. p. 175-208. Disponível em: www.embrapa.br Acesso em: 2 nov. 2020.
- CAMPOS, S. A. C. *Eficiência econômica e ambiental da produção leiteira em minas gerais*. Viçosa, MG: UFV, 2011. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa. 171p
- CEPEA. *PIB-AGRO/CEPEA: com avanço de 24,3% no ano, pib agro alcança participação de 26,6% no pib brasileiro em 2020*. [S/L], 2020. Disponível em: [https://cepea.esalq.usp.br/br/releases/pib-agro-cepea-com-avanco-de-24-3-no-ano-pib-agro-alcanca-participacao-de-26-6-no-pib-brasileiro-em-2020.aspx#:~:text=Em%202020%2C%20o%20PIB%20teve,%2C93%25%20para%20os%20agrosservi%C3%A7os](https://cepea.esalq.usp.br/br/releases/pib-agro-cepea-com-avanco-de-24-3-no-ano-pib-agro-alcanca-participacao-de-26-6-no-pib-brasileiro-em-2020.aspx#:~:text=Em%202020%2C%20o%20PIB%20teve,%2C93%25%20para%20os%20agrosservi%C3%A7os.). Acesso em: 12 ago. 2022.
- COELLI, T.J.; RAO, D.S.P.; O'DONNELL, C.J.; BATTESE, G.E. *An introduction to efficiency and productivity analysis*. 2nd ed. New York: Springer, 2005. 341p
- CONCEIÇÃO, J. C. P. R. da. *Fronteira de produção estocástica e eficiência técnica na agricultura*. Piracicaba, SP: ESALQ/USP, 1998. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo. 108p.
- DEBREU, G. The coefficient of resource utilization. *Econometrica*, v.19, n. 3, p. 273- 292, 1951.

FARREL, M. J. The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 120, n. 3, p. 253-290, 1957.

FERREIRA, A. L. C. J.; FERREIRA, L. da R. Experiências internacionais de seguro rural: as novas perspectivas de política agrícola para o Brasil. *Econômica*. Rio de Janeiro: UFF, V.11, n.1, p. 131-156, junho, 2009. Disponível em: <https://periodicos.uff.br/revistaeconomica/article/view/34875> Acesso: 27 ago. 2020.

FORNAZIER, A.; SOUZA, P. M. de; PONCIANO, N. J. A importância do seguro rural na redução de riscos da agropecuária. *Revista de estudos Sociais*. [Mato Grosso]: UFMT, V.14, n.28, p. 39-52, 2012. Disponível em: <https://periodicoscientificos.ufmt.br/ojs/index.php/res/article/view/1829> Acesso: 27 ago. 2020.

FREITAS, C. O.; SILVA, F. A.; TEIXEIRA, E. C. Crédito rural e desempenho produtivo na agropecuária brasileira. In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Orgs.). *Contrastes do Brasil: cem anos do censo agropecuário*. Brasília: IPEA, IBGE, 2020. 410p. Disponível em: https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=37147 Acesso em: 15 out. 2021

FREITAS, C. O.; TEIXEIRA, E. C.; BRAGA, M. J.; SCHUNTZEMBERGER, A. M. de S. Technical efficiency and farm size: an analysis based on the Brazilian agriculture and livestock census. *Italian Review of Agricultural Economics*, [Florença, Itália], v. 74, n. 1, p. 33-48, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.13128/REA-25478>. Acesso em: 21 ago. 2020.

HANLEY, N.; SPASH, C. L. *Farm management research for small farmer development*. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations, 1993.

HELFAND, S. M.; LEVINE, E. S. Farm size and the determinants of productive efficiency in the Brazilian Center-West. *Agricultural Economics*, [S.L.], v. 31, n. 2-3, p. 241-249, 2004. Wiley.

HELFAND, S. M.; MAGALHÃES, M. M.; RADA, N. E. *Brazil's Agricultural Total Factor Productivity Growth by Farm Size*. IDB Working Paper Series, n. 609, Washington DC: Inter-American Development Bank, p. 1-71, 29 set. 2015. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.18235/0000157>. Acesso em: 22 ago. 2021.

JONDROW, J.; LOVELL, C. A. K.; MATEROV, I. S.; SCHMIDT, P. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of econometrics*. Lausanne, v.19, n. 2-3, p. 233-238, 1982. Disponível em: https://www.researchgate.net/publication/222441796_On_The_Estimation_of_Technical_Inefficiency_in_The_Stochastic_Frontier_Production_Function_Model Acesso 12 ago. 2022.

KOOPMANS T. *Activity analysis of production and allocation*. John Wiley & Sons, New York. 1951.

KUMBHAKAR, S. C.; LOVELL, C. A. K. *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge University Press: Cambridge, 2004. 345p.

LOPES, P. F.; CHAIN, C. P.; MENEZES, T. P. de; PRADO, J. W. do; CARVALHO, F. de M. Gestão de riscos e dependência espacial em seguros agrícolas: uma análise da produtividade da soja. *Interciência*. Santiago (Chile), v. 42, n. 8, 2017. Disponível em: <https://www.interciencia.net/wp-content/uploads/2017/08/503.pdf> Acesso em: 30 ago 2022.

LOYOLA, P.; MOREIRA, V. R.; VEIGA, C. P. Analysis of the Brazilian Program of Subsidies for Rural Insurance Premium: evolution from 2005 to 2014. *Modern Applied Science*. Canada: Canadian Center of Science and Education, v. 10, n. 7, p. 87-98, 2016. Disponível em: <http://www.ccsenet.org/journal/index.php/mas/article/view/55796>. Acesso em: 27 ago. 2021.

- MAGALHÃES, K. A.; CAMPOS, R. T. Eficiência técnica e desempenho econômico de produtores de leite no estado do Ceará, Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*. RER, Rio de Janeiro, vol. 44, n. 04, p. 695-711, 2006. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/resr/a/gxQsSQmXLrycCwH59Q6zytk/abstract/?lang=pt> Acesso em: 12 ago. 2022.
- MEEUSEN, W.; BROECK, J. Van Den. Efficiency estimation from cobb-douglas production functions with composed error. In: *International Economic Review*, v.18, n.2, p.435-444, 1977.
- OZAKI, V. A. O papel do seguro na gestão do risco agrícola e os empecilhos para o seu desenvolvimento. *Revista brasileira de risco e seguro*. Rio de Janeiro, v. 2, n. 4 p. 75-92, out./mar., 2007. Disponível em: <https://www.rbrs.com.br/edicoes.php> Acesso em: 18 jun. 2022.
- OZAKI, V. A.; SHIROTA, R. Um estudo da viabilidade de um programa de seguro agrícola baseado em um índice de produtividade regional em Castro (PR). *Revista de Economia e Sociologia Rural*, [S.L.], v. 43, n. 3, p. 485-503, set. 2005. FapUNIFESP (SciELO). Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032005000300005>. Acesso em: 27 ago. 2021.
- _____. A experiência do seguro agrícola nos EUA: evolução e performance. *Revista brasileira de risco e seguro*. Rio de Janeiro, v. 1, n. 2, p. 69-87, 2006. Disponível em: http://docvirt.com/docreader.net/DocReader.aspx?bib=bib_digital&pagfis=7520 Acesso em: 01 jan. 2021.
- RADA, N. E.; BUCCOLA, S. T. Agricultural policy and productivity: evidence from brazilian censuses. *Agricultural Economics*, [S.L.], v. 43, n. 4, p. 355-367, 2012. Wiley. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1574-0862.2012.00588.x> Acesso: 20 ago. 2021.
- REIS, L. D. R.; ARAÚJO, R. C. P.; ARAÚJO, J. A.; LIMA, J. R. F. Eficiência técnica da produção agrícola dos países da América Latina e do Caribe. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, [S.L.], v. 58, n. 4, p. 1-15, 2020. FapUNIFESP (SciELO). Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2020.219416>. Acesso em: 21 ago. 2021.
- SHEPHARD, R. *Cost and Production Functions*. Princeton University Press, Princeton, 1953.
- SIMONI, F. J.; BARTZ, M. L. C.; WILDNER, L. do P.; SPAGNOLLO, E.; VEIGA, M. da; BARETTA, D. Indicadores de eficiência técnica e econômica do milho cultivado em sistema plantio direto no estado de Santa Catarina, Brasil. In: *Revista Ceres*. Viçosa, v. 64, n. 9, p.23-241, 2017. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rceres/a/NwcdVhkgncfj9XFhpFT8Jtm/?lang=pt> Acesso em: 30 ago. 2022.
- SZMRECSÁNYI, T. *Pequena História da Agricultura no Brasil*. São Paulo: Contexto, 1990.
- TABOSA, J. S. F; OLIVEIRA, D. V. Avaliação do Seguro Agrícola na Produtividade. In: VIEIRA FILHO, J. E. R. (org.). *Diagnóstico e desafios da agricultura brasileira*. Rio de Janeiro: IPEA, 2019. Cap.7, p. 189-205. Disponível em: https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=35200&Itemid=444 Acesso em: 25 ago. 2021.
- TUPY, O.; YAMAGUCHI, L. C. T. Eficiência e produtividade: conceitos e medição. *Agricultura em São Paulo*. São Paulo, 1998. 45(2), p. 39-51. Disponível em: <http://www.iea.sp.gov.br/ftp/iea/ie/1998/ASPII98-3.pdf> Acesso em: 12 ago. 2022.
- WELCH, F. Education in production. *Journal of Political Economy*, v.78, n.1, p.35-39, 1970.