61º Congresso da SOBER
Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural
AGROPECUÁRIA DO FUTURO
Tecnologia, Sustentabilidade e a Segurança Alimentar

DETERMINANTES DA PRODUTIVIDADE DO SETOR AGROPECUÁRIO NO ESTADO DE SÃO PAULO

DETERMINANTS OF PRODUCTIVITY IN THE AGRICULTURAL SECTOR IN THE STATE OF SÃO PAULO

Pedro Rodrigues Oliveira.
Mestrando em Economia Aplicada na Universidade de São Paulo (ESALQ/USP).
pedro.r.oliveira@usp.br

André Luís Zorzi.
Mestrando em Economia Aplicada na Universidade de São Paulo (ESALQ/USP).
andrezorzi@usp.br

Sávio Mendonça de Sene.
Doutorando em Economia Aplicada na Universidade de São Paulo (ESALQ/USP).
savio.sene@usp.br

Alexandre Nunes de Almeida.
Professor na Universidade de São Paulo (ESALQ/USP).
alex.almeida@usp.br

Grupo de Trabalho (GT): GT07. Desenvolvimento rural, territorial e regional.

Resumo
Utilizando dados do IMP (SEADE) para os municípios do estado de São Paulo entre os anos de 2002 e 2018 buscou-se criar um Indicador de Produtividade do Setor Agropecuário (IPSA) e estimar seus determinantes. Através de um modelo de dados em painel de efeitos fixos estimados com erros padrão de Driscoll e Kraay, encontrou-se que o capital humano, o grau de abertura da economia, o estoque de capital físico e o grau de intensidade no uso do fator trabalho no setor de serviços determinam positivamente o IPSA. O grau de intensidade no uso do fator trabalho na agropecuária, por sua vez, mostrou-se inversamente determinante do IPSA. A concorrência não se mostrou um determinante estatisticamente significativo da produtividade do setor agropecuário.
Palavras-chave: dados em painel, produtividade, setor agropecuário, determinantes, erros padrão de Driscoll e Kraay.

Abstract
Using IMP (SEADE) data for the municipalities of the state of São Paulo between 2002 and 2018, an attempt was made to create an Agricultural Sector Productivity Indicator (IPSA) and estimate its determinants. Using a panel data model with fixed effects estimated with standard errors of Driscoll and Kraay, it was found that human capital, the degree of openness of the economy, the stock of physical capital and the degree of intensity in the use of labor in the service sector positively determine the IPSA. The degree of intensity in the use of labor factor in agriculture, in turn, proved to be inversely determinant of the IPSA. Competition did not prove to be a statistically significant determinant of productivity in the agricultural sector.
Key words*: panel data, productivity, agricultural sector, determinants, Driscoll and Kraay standard erros.*

1. Introdução

São antigos nas ciências econômicas os esforços para compreender a razão das diferenças no crescimento econômico entre as nações. Teorias foram desenvolvidas dando enfoques para diferentes fatores que pudessem estar associados ao crescimento, como a formação econômica do país (FURTADO, 1970), sua dotação de recursos

(AUTY, 2001), sua política industrial (FURTADO, 1961), seus sistemas de inovação (SCHUMPETER, 1934), dentre outros. Neste sentido, através de modelos neoclássicos de desenvolvimento também foi proposto que no longo prazo o aumento na Produtividade Total dos Fatores (PTF) é a única fonte de crescimento do produto de uma economia (KRUGMAN, 1994). A produtividade é o fenômeno que possibilita produzir em patamares mais elevados sem que se aumente a quantidade de insumos, criando um ambiente propício ao investimento, o que retroalimenta o processo de crescimento econômico (BARROSO, 2007).

A produtividade, entretanto, não se comporta de maneira homogênea em todos os setores da economia. No Brasil, o setor agropecuário apresenta um maior nível de produtividade se comparado com os setores da indústria ou de serviços, além de ser, em média, o setor agropecuário mais produtivo do mundo desde os anos 2000 (GASQUES *et al*., 2021). Além disso, enquanto a produtividade da força de trabalho brasileira vem se mostrando estagnada, no setor agropecuário esta apresenta uma significativa taxa de crescimento. Enquanto a produtividade por hora trabalhada na indústria reduziu 0,2% ao ano e o setor de serviços vislumbrou apenas um aumento de 0,4% ao ano, a produtividade do trabalho na agropecuária aumentou em 5,6% ao ano (VELOSO *et al*.; 2022).

A elevada produtividade agropecuária por sua vez, não se distribui homogeneamente por todo o território brasileiro. Segundo Felema *et al*. (2013) os estados do Sudeste e Sul do país apresentaram maiores indicadores de produtividade média da terra e do trabalho. Dentre os municípios do estado de São Paulo, 45% apresentaram produtividade do trabalho inferior à média nacional, enquanto apenas 36% tiveram produtividade da terra menor que a média do país.

No ano de 2020, segundo dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA/USP), o estado de São Paulo apresentou um crescimento do PIB do agronegócio de 8,27%, maior variação positiva desde 2010, fazendo com que este setor representasse 14% do PIB do estado (BARROS *et al*., 202). Ainda, em 2022 as exportações do agronegócio cresceram 36,1% em relação ao ano anterior, passando a representar 36,7% de tudo que é vendido ao exterior (GHOBRIL *et al*., 2023).

Assim, pode-se inferir que a produtividade agropecuária acima da média na maior parte dos municípios do estado de São Paulo pode ser, como apresentado por Krugman (1994), um dos principais determinantes do bom desempenho econômico deste setor no estado. Desta maneira, indaga-se: se a produtividade agropecuáriaria é um determinante do bom desempenho econômico agropecuário, quais são os determinantes dessa produtividade?

À vista disso, o presente trabalho busca estimar os principais determinantes da produtividade do setor agropecuário nos 645 municípios do estado de São Paulo entre os anos de 2002 e 2018, para isso utilizando-se dos dados das Informações dos Municípios Paulistas (IMP), disponibilizadas pelo Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE). Para essa finalidade, o artigo se divide em cinco sessões, incluindo esta. Após a introdução, será apresentada uma revisão de literatura a respeito dos principais indicadores de produtividade do setor agropecuário, assim como seus possíveis determinantes. Subsequentemente, será explicitada a metodologia do estudo, sendo seguida dos resultados e, por fim, as considerações finais.

2. Revisão de Literatura

Nas ciências econômicas existem diversas maneiras de se mensurar produtividade, a variar pela interpretação do pesquisador ou a pertinência do estudo.

Entretanto, uma definição amplamente aceita na literatura é o conceito da produtividade mensurada como a razão entre uma medida de produção e uma medida de uso de insumo (GRILICHES, 1987), como o valor adicionado de um setor dividido por todo o trabalho empregado para produzir aquele nível de produto. Hoffmann e Jamas (1990), Messa (2015) e Arbache (2015) utilizam-se dessa abordagem para calcular a produtividade do setor agrícola, da indústria e do setor de serviços, respectivamente.

Considerando a produtividade do setor agropecuário, Helfand e Rezende (2004) apontam que a liberalização do comercio exterior e as reformas do sistema de crédito ocorridas no Brasil na década de 1990 foram fundamentais para explicar o aumento de produtividade deste setor. Com a abertura comercial novos agentes foram inseridos no mercado e a concorrência se elevou, deste modo observou-se a saída de produtores menos produtivos do mercado assim como o desuso de terras menos produtivas, acarretando em ganhos de eficiência. Somado a isso, o acesso ao crédito foi um facilitador de investimentos neste setor.

Além do acesso ao crédito rural, Gasques *et al*. (2012) apontam que os gastos do governo com pesquisa aplicada à agropecuária e as exportações do setor agropecuário também foram fatores fundamentais para os ganhos de produtividade do setor. Os investimentos em pesquisa que se deram sobretudo através da EMBRAPA possibilitaram a criação e desenvolvimento de técnicas mais modernas e eficientes para a produção. Enquanto isso, o aumento no volume exportado acarretou na necessidade de elevar a escala de produção, assim como submeteu os produtores nacionais a se adequarem aos níveis internacionais de qualidade, o que incentivou maiores investimentos na área.

Um outro determinante da produtividade do setor agropecuário é a infraestrutura de transporte. Investimentos em rodovias e outros modais de transporte que facilitem o escoamento e distribuição de produtos agropecuários se relacionam positivamente com os níveis de produtividade do setor (MENDES *et al*., 2009; BRIGATTE e TEIXEIRA, 2012).

No âmbito do capital humano, Vieira Filho e Santos (2013) ressaltam que a educação é um fator diretamente responsável pela capacidade de absorção tecnológica em uma economia. Além disso, de acordo com Rada e Valdes (2012) maiores níveis de escolaridade elevam o estoque de capital humano dos produtores, o que os torna mais aptos a absorver e empregar novas técnicas de produção e novas tecnologias, como corroborado por Brigatte e Teixeira (2010).

Brigatte e Teixeira (2010) apontam, ainda, a influência positiva dos investimentos em energia elétrica sobre a produtividade da agropecuária. O consumo de energia elétrica representa uma *proxy* para estoque de capital físico (IRFFI *et al*., 2010), explicitando não apenas o uso de capital em determinado processo produtivo, como também o grau de intensidade do fator capital sobre a produção. Deste modo, um maior consumo de energia elétrica estaria associado com maiores estoques de capital físico e maior utilização da capacidade instalada de um setor.

Nesta mesma linha, Felema *et al*. (2013) utilizando-se dos dados do Censo Agropecuário de 2006, disponibilizado pelo IBGE, encontraram que a região Sul e Sudeste do Brasil são aquelas com maior produtividade do trabalho. Esta elevada produtividade pôde ser explicada pelo uso de insumos agropecuários e pela mecanização do processo produtivo, ressaltando, mais uma vez, a importância do capital sobre a produtividade.

O capital, por sua vez, não é o único fator de produção relevante sobre a produtividade. Moreira *et al*. (2007) ao estudar a produtividade da terra das cinco macrorregiões geográficas do Brasil, encontraram que a extensão da terra está

negativamente relacionada com sua PTF nas regiões Norte, Nordeste e Sudeste. Além disso, os autores foram capazes observar em sua amostra que produtores intensivos são mais produtivos dada suas diferenças nas dotações dos recursos que são inputs na função de produção.

3. Metodologia

3.1 Fonte e tratamento de dados

Para a realização deste trabalho foram utilizados os dados das Informações dos Municípios Paulistas (IMP) providos pelo Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE) do Estado de São Paulo entre os anos de 2002 e 2018. As variáveis utilizadas são apresentadas no Quadro 1.

Quadro 1 – Variáveis utilizadas no modelo.

Variável	Descrição	*Proxy* para
$IPSA_{it}$	Valor adicionado do setor agropecuário em mil Reais (R$) corrigidos pela inflação dividido pela mão-de-obra empregada neste setor.	Produtividade do setor agropecuário.
$MdoEnsSup_{it}$	Porcentagem da mão-de-obra empregada com ensino superior completo.	Estoque de capital humano da força de trabalho.
$lnRecExp_{it}$	Logaritmo da receita de exportações (em mil Reais deflacionados) dos municípios onde o setor agropecuário representa mais de 50% da atividade econômica.	Grau de abertura comercial.
$PropEstAgro_{it}$	Proporção de estabelecimentos empregadores da agropecuária em relação a todos os estabelecimentos empregadores.	Concorrência.
$PerConsEneEl_{it}$	Percentual do consumo de energia elétrica no meio rural em relação ao consumo total.	Estoque de capital físico do setor agropecuário.

$PerAgroEmp_{it}$	Percentual da participação do setor agropecuário no emprego total.	Grau de intensidade no uso do fator trabalho na agropecuária.
$PerServEmp_{it}$	Percentual da participação do setor de serviços no emprego total.	Grau de intensidade no uso do fator trabalho o setor de serviços.

Fonte: elaboração própria.

A variável dependente que mensura a produtividade do setor agropecuário, aqui denominada de Indicador da Produtividade do Setor Agropecuário (IPSA) foi calculada dividindo-se o valor adicionado deste setor (em mil Reais deflacionados) pelo total de sua mão-de-obra emprega, como representado na Equação 1.

$$IPSA_{it} = \frac{\text{Valor Adicionado do Setor Agropecuário}}{\text{Empregos Formais do Setor Agropecuário}} \quad (1)$$

Destaca-se que todas as variáveis monetárias foram corrigidas pela inflação através do Índice de Preços ao Consumidor Acumulado (IPCA) tendo como base o ano de 2018.

3.2 Modelo econométrico

A fim de estimar os determinantes do IPSA, foi construído um modelo de dados em painel combinando dados em *cross-section* com dados em séries temporais. Assim, foram estudados os 645 municípios do Estado de São Paulo no período de tempo de 2002 a 2018. Isto tornou possível observar, simultaneamente, as características individuais e do tempo, capturando a heterogeneidade dos indivíduos na amostra, um maior grau de informação a respeito das variáveis explicativas, uma menor colinearidade e maior graus de liberdade para o modelo (WOOLDRIDGE, 2001).

De acordo com Gujarati (2006), um modelo de dados em painel é comumente especificado de acordo com a Equação 2.

$$Y_{it} = \beta_{0+}\beta_1 X_{1it+\cdots+}\beta_n X_{nit} + u_{it} \quad (2)$$

onde i representa o i-ésimo indivíduo, t o t-ésimo período de tempo e n a n-ésima variável explicativa do modelo.

Embora o uso de dados em painel tragam vantagens como o aumento do número de observações, a redução da possibilidade de ocorrência de multicolinearidade e o aumento da eficiência dos estimadores, o modelo também apresenta alguns reveses. Primeiramente, observa-se o surgimento de um viés de seletividade decorrente dos indivíduos que compõe a amostra. Segundamente, um outro viés pode surgir da heterogeneidade entre as observações *cross-section* (STOCK e WATSON, 2003).

Considerando tais heterogeneidades, foi necessário especificar corretamente o modelo, podendo este ter apresentado Efeitos Fixos (EF) ou Efeitos Aleatórios (EA).

Um modelo de EF pressupõe homogeneidade entre as observações ao considerar coeficientes angulares comuns para todos os indivíduos, mas captura o efeito da heterogeneidade da amostra através do intercepto, que varia entre os indivíduos mas não no tempo, como apresente a Equação 3.

$$Y_{it} = \beta_{i+}\beta_1 X_{1it+\cdots+}\beta_n X_{nit} + u_{it} \quad (3)$$

Já um modelo de EA admite que a heterogeneidade da amostra não é determinística, mas sim aleatória, ou seja, há heterogeneidade individual no termo de perturbação que é captada por um componente comum de média zero e variância σ_u^2, assumidos independentes. Ou seja, cada parâmetro β_{it} é uma variável aleatória que pode ser escrita como $\beta_{it} = \overline{\beta_1} + u_i$, onde $\bar{\beta}_1$ é um parâmetro não observável que representa o intercepto populacional médio e u_i é o termo de erro (MARQUES, 2000).

A escolha entre um modelo de EF ou EA é dependente da pressuposição que é feita a respeito da possível correlação entre os componentes de erro u_i e as variáveis explicativas X_n. Caso os componentes de erro e os regressores estiverem correlacionados o modelo de EA é mais adequado, caso contrário, o modelo de EF será recomendável (GUJARATI, 2006). Para determinar a correta especificação do modelo, utiliza-se o Teste de Hausman (1978) que parte da hipótese nula de que de que o erro u_i e as variáveis explicativas X_n são correlacionados.

Posteriormente ao Teste de Hausman (1978), foi aplicado o Teste de Wooldridge (2002) para autocorrelação em dados em painel. O teste parte da hipótese nula de que não há autocorrelação de primeira ordem e, caso rejeitado implica na existência de autocorrelação serial nos termos de erro, expondo um modelo que pode gerar estimativas imprecisas dos coeficientes e erros padrão inflacionados, o que pode levar a conclusões erradas sobre a significância estatística das variáveis explicativas.

Além disso, aplicou-se o Teste de Wald Modificado para heterocedasticidade em grupo no modelo de regressão de EF (GREENE, 2000). O Teste de Wald Modificado avalia se a variância dos erros do modelo de regressão é constante em todas as unidades amostrais ao longo do tempo. O teste é baseado na estatística de Teste de Wald, que é a razão entre a soma dos quadrados dos resíduos ajustados e a soma dos quadrados dos resíduos ajustados ponderados pela sua variância.

Ademais, foi necessário realizar um Teste de Multicolinearidade a fim de atestar se duas ou mais variáveis independentes estão altamente correlacionadas entre si, oque pode levar a estimativas imprecisas dos coeficientes e comprometer a confiabilidade do modelo.

Por fim, mostrou-se necessário aplicar um Teste de Dependência Espacial de Pesaran para verificar a existência de dependência espacial em dados em painel, ou seja, se as observações de uma determinada unidade são influenciadas pelas observações das unidades vizinhas (PESARAN; 2004, 2015). Atestar a dependência espacial é importante ao levar em consideração que as unidades de análise do presente estudo são municípios, de modo que é factível observar uma influência regional sobre os indicadores de produtividade agrícola. A detecção de dependência espacial em dados em painel é importante pois pode indicar a necessidade de incorporar termos de autocorrelação espacial no modelo e evitar a inferência incorreta de resultados significativos.

De acordo com os testes realizados, o modelo do presente trabalho deve ser estimado controlando-se os EF e corrigindo a autocorrelação serial, heterocedasticidade e dependência espacial. Para esta finalidade foi necessário estimar um modelo com erros padrão de Driscoll e Kraay (1998) que se utilizam de um estimador com uma

matriz de covariância não-paramétrica capaz de produzir erros padrão consistentes para heterocedasticidade e autocorrelação serial, além de ser robusto para formas gerais de dependência espacial e temporal (HOECHLE, 2007).

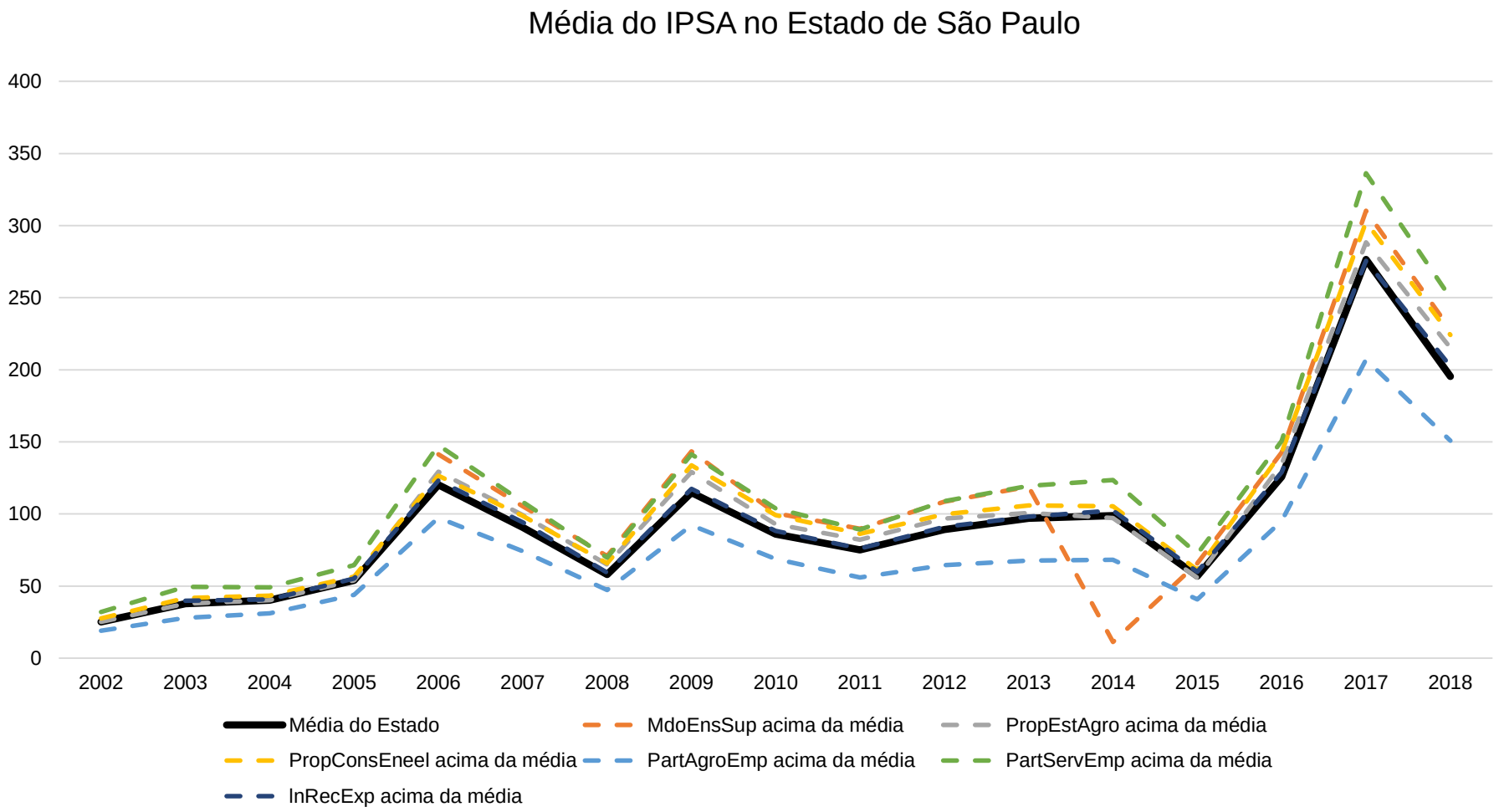
4. Resultados

4.1 Estatística descritiva

O Gráfico 1 apresenta o comportamento da média do IPSA de todos os municípios do estado de São Paulo entre os anos de 2002 e 2018. Ainda, é possível visualizar o comportamento da média do IPSA quando considerados apenas os grupos de municípios que apresentam os indicadores dos possíveis determinantes do IPSA acima da média do estado.

É possível observar que existe uma semelhança nos valores da média IPSA entre todos os grupos analisados ao longo do tempo. Entretanto, aponta-se que a média do indicador de produtividade é maior para os grupos de municípios que apresentam os indicadores dos possíveis determinantes do IPSA acima da média do estado. A única exceção são os municípios que apresentam a participação do setor agropecuário no emprego acima da média do estado, todavia, é factível que esta variável se relacione negativamente com o IPSA, como poderá ser examinado na seção seguinte.

Gráfico 1 – Média do IPSA dos municípios do estado de São Paulo.



Fonte: dados da pesquisa. Elaboração própria.

Com a finalidade de gerar um maior entendimento sobre a amostra utilizada, a Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no estudo, tendo o cálculo das informações sido realizado considerando todos os indivíduos e períodos da amostra.

Tabela 1 – Estatística descritiva das variáveis.

Variável	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
$IPSA_{it}$	10.810	96,53	148,20	0,02	5.030,49
$MdoEnsSup_{it}$	8.323	0,13	0,049	0,01	0,61
$lnRecExp_{it}$	4.807	15,80	3,20	2,79	22,92
$PropEstAgro_{it}$	8.348	28,61	19,66	0,01	90,70
$PropConsEneEl_{it}$	10.800	16,04	14,38	0	99,85
$PartAgroEmp_{it}$	10.830	17,28	15,43	0	92,60
$PartServEmp_{it}$	10.965	42,18	15,79	3,73	99,35

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração própria.

Todavia, os municípios do estado de São Paulo não apresentam indicadores homogêneos de produtividade, ao longo do período analisado alguns municípios mostraram-se como *outliers* e se destacaram com indicadores destoantes da média, como mostra a Tabela 2.

Tabela 2 – Municípios com valores máximos e mínimos de IPSA.

Ano	Maior Produtividade		Menor Produtividade	
	Município	IPSA	Município	IPSA
2002	Iporanga	371,5284	Barueri	0,1517104
2003	Bom Sucesso de Itararé	538,2601	Barueri	0,269325
2004	Pradópolis	486,7975	Carapicuíba	0,025688
2005	Pradópolis	505,1902	Barueri	0,253573
2006	Santana de Parnaíba	1.336,808	Barueri	0,63456
2007	Santana de Parnaíba	1.068,962	Barueri	0,536905
2008	Santana de Parnaíba	594,2701	Embu das Artes	0,613395
2009	Pradópolis	1.608,469	Barueri	0,645249
2010	Pradópolis	1.632,675	São Caetano do Sul	0,862944
2011	Santana de Parnaíba	672,4564	Embu das Artes	0,842527
2012	Santa Ernestina	984,4849	Embu das Artes	0,671293
2013	Santa Ernestina	1.425,63	Taquaral	0,432834
2014	Ilhabela	1.853,471	Brejo Alegre	0,902655
2015	Santana de Parnaíba	1.408,981	Matão	0,553708
2016	Pradópolis	2.130,905	São Caetano do Sul	1,558029
2017	Pradópolis	5.030,494	Mauá	1,000193
2018	Poá	2.073,25	Mauá	0,730526

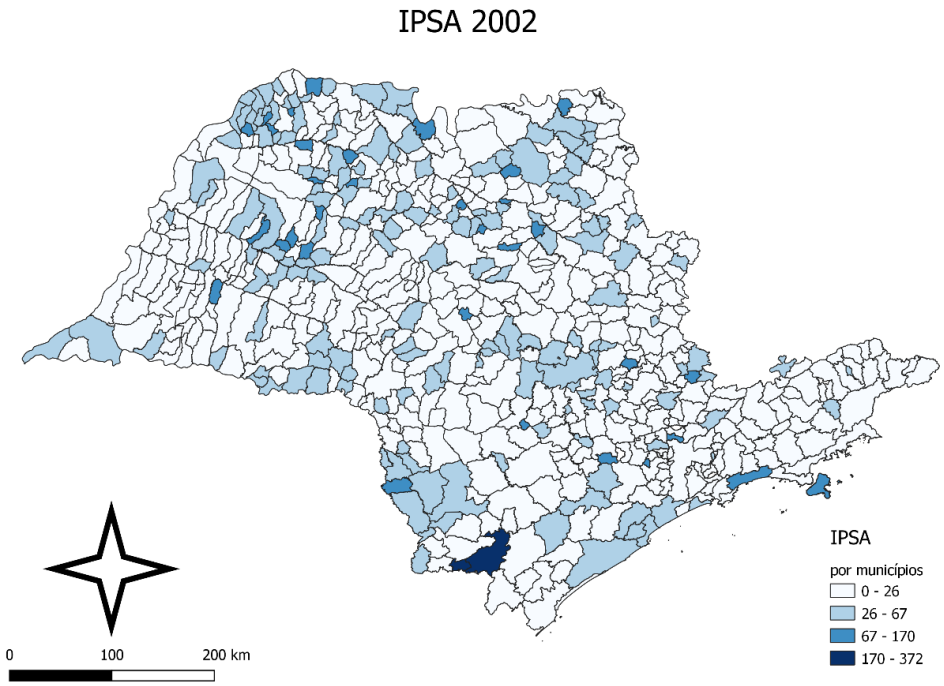
Fonte: elaboração própria.

É possível, ainda, observar como o IPSA se distribuiu pelo estado de São Paulo e como é sua dinâmica de variação através do tempo. As Figuras 1 e 2 ilustram a distribuição geográfica do indicador de produtividade da agropecuária por município nos anos de 2002 e 2018, o primeiro e o último ano contemplados na amostra.

Os indicadores foram divididos em quatro classes a fim de tornar possível a interpretação dos mapas e o método de Quebras Naturais de Jenks (JENKS, 1967) foi utilizado para realizar a classificação e hierarquização dos indicadores, deste modo, cores mais escuras representam indicadores de produtividade mais elevados e cores mais claras, o contrário. O método de

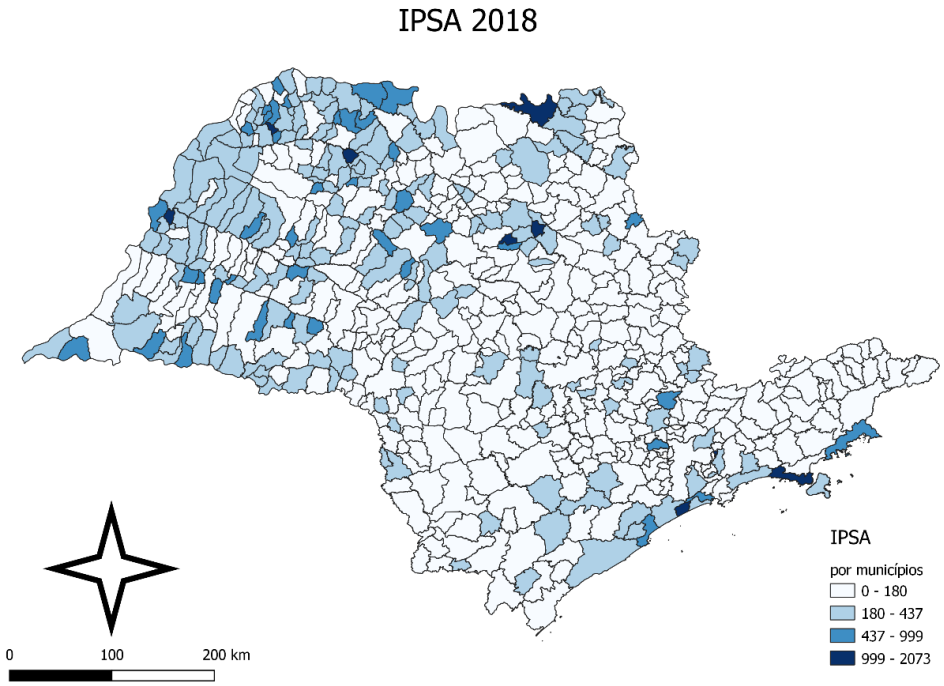
Quebras Naturais foi empregado pois utiliza-se de um processo de otimização capaz de classificar as informações em grupos, minimizando a variação intra grupo e maximizando-a entre grupos.

Figura 1 – Distribuição do IPSA por municípios de São Paulo em 2002.



Fonte: elaboração própria.

Figura 2 – Distribuição do IPSA por municípios de São Paulo em 2018.



Fonte: elaboração própria.

É possível observar que no ano de 2002 havia uma maior dispersão dos indicadores de produtividade pelo estado, com a maior parte dos municípios estando compreendidos nas duas menores classes do indicador. Em 2018, por outro lado, é possível identificar um padrão de concentração geográfico deste indicador, a região noroeste do estado concentrou as classes mais elevadas do IPSA enquanto a região central do estado concentrou as menores. Ainda, a região litorânea do estado apresentou indicadores em classes superiores, diferindo-se da região central.

4.2 Modelo econométrico

A respeito da correta especificação do modelo, o Teste de Hausman apontou que as variáveis explicativas são não correlacionadas com o termo de erro, assim o modelo foi estimado controlando os EF. O Teste de Wald Modificado demonstrou que o modelo apresenta heterocedasticidade e o Teste de Wooldridge exibiu que os termos de erro são serialmente correlacionados. Por fim, pelo fato das unidades de análise serem municípios, isto é, unidades geográficas, o Teste de Dependência Espacial de Pesaran indicou a existência de dependência espacial entre os indivíduos da amostra. As variáveis do modelo não apresentaram multicolinearidade prejudicial.

Assim, em vista de controlar os EF e corrigir os problemas de heterocedasticidade, autocorrelação serial e dependência espacial, foi estimado um modelo de dados em painel com erros padrão de Driscoll e Kraay, como mostra a Tabela 3. Com a finalidade de explicitar a robustez e ajuste do Modelo de EF com Erros Padrão de Driscoll e Kraay também são apresentadas as regressões do Modelo de EF sem a correção da heterocedasticidade, autocorrelação serial e dependência espacial, além do Modelo de EF com Erros Padrão Robusto, onde apenas corrige-se a heterocedasticidade. Destaca-se que o Modelo de EF co Erros Padrão Robusto e o Modelo de EF com Erros Padrão de Driscoll e Kraay apresentam os mesmos coeficientes mas diferentes desvios padrão. O Modelo de EF simples, por sua vez, difere-se dos demais no valor dos coeficientes e nos desvios padrão.

Tabela 3 – Resultados do modelo econométrico.

Variável	Coeficiente		
	Modelo de Efeitos Fixos	**Modelo de Efeitos Fixos com Erros Padrão Robusto**	**Modelo de Efeitos Fixos com Erros Padrão de Driscoll e Kraay**
$MdoEnsSup_{it}$	5,531238*** (0,7151754)	4,205166*** (1,240096)	4,205166*** (1,955839)
$lnRecExp_{it}$	6,919935*** (1,127196)	10,61916*** (1,943389)	10,61916*** (3,855957)
$PropEstAgro_{it}$	83,43322** (39,97484)	-144,316^{NS} (96,28932)	-144,316^{NS} (228,651)
$PropConsEneEl_{it}$	0,0168894*** (0,0042097)	0,0141804** (0,0058738)	0,0141804*** (0,0049069)
$PartAgroEmp_{it}$	-0,029493*** (0,0030407)	-0,0300055*** (0,0049107)	-0,0300055*** (0,0025861)
$PartServEmp_{it}$	0,0089608*** (0,003789)	0,0135764** (0,0043758)	0,0135764*** (0,0043952)

Constante	-94,65881*** (27,20328)	-111,473*** (54,3902)	-111,473** (62,22258)

Descrição: *** = significativo a 1%; ** = significativo a 5%; * = significativo a 10%; NS = não significativo. Erros padrão em parênteses.

Fonte: dados da pesquisa. Elaboração própria.

Observa-se que se a porcentagem de da mão-de-obra com ensino superior aumentar em 1 ponto percentual (p.p.) o IPSA aumentará em 4,205166. Isto se dá pelo fato da educação ser fator determinante do aumento da produtividade marginal do trabalho (BILHIM, 2000), assim, o acesso ao ensino superior repercutirá em maior produtividade do trabalho no setor agropecuário. Além disso, Barbosa Filho *et al*. (2010) apontam que no Brasil a demanda por trabalho qualificado não é acompanhada por uma expansão da sua oferta, deste modo, com uma maior parcela da população com nível superior, é factível que a economia opere em níveis mais elevados de produtividade ao diminuir o *gap* entre a demanda e oferta por trabalho qualificado. Ademais, quanto maior a qualificação de um trabalhador, maior sua capacidade de absorver e reproduzir novas tecnologias no processo produtivo (VIEIRA FILHO *et al*.; 2013). Deste modo, a relação entre capital humano e produtividade se mostra clara, uma maior a proporção de da mão-de-obra com ensino superior irá implicar em um setor agropecuário mais produtivo.

A variável que mensura o logaritmo da receita de exportação dos municípios especializados em agropecuária apresenta de coeficiente de 10,61916, implicando que quanto maior a abertura econômica do município especializado em agropecuária, maior seu IPSA. A abertura econômica implica a exposição dos produtores à concorrência internacional, eliminando o uso de terras e de produtores menos produtivos do mercado, assim, promovendo ganhos de produtividade para o setor (HELFAND e REZENDE, 2004). Ademais, a comercialização com mercados externos submete os produtores nacionais a se adequarem aos padrões de qualidade internacionais, que são mais elevados, o que resulta em maiores investimentos no processo produtivo, que se traduz em maiores níveis de produtividade (GASQUES *et al*., 2012).

A proporção de estabelecimentos empregadores da agropecuária em relação a todos os estabelecimentos empregadores apresentou-se estatisticamente não significativo para explicar o IPSA. Deste modo, observa-se que ou a concorrência entre empreendimentos da agropecuária nos municípios do estado de São Paulo entre 2002 e 2018 não influencia os níveis de produtividade deste setor ou então a variável utilizada não configura-se como uma boa *proxy* para concorrência.

Observa-se que um aumento de 1 p.p. na porcentagem do consumo de energia elétrica no meio rural em relação ao consumo total de energia elétrica no município resulta em um aumento de 0,0141804 no indicador de produtividade do setor agropecuário. Brigatte e Teixeira (2010) encontram que investimentos em energia elétrica tem um efeito positivo sobre a produtividade agropecuária, além disso, o consumo de energia elétrica pode indicar a influência do capital sobre um processo produtivo e a intensidade do uso deste fator (IRFFI *et al*., 2010), assim, maiores níveis de produtividade neste setor ocorrem devido a diferenças nas dotações de recursos que são *inputs* na função de produção, como o capital (MOREIRA *et al*.; 2007). Deste modo, quanto mais energia elétrica o meio rural consume, maior seu estoque de capital físico e maior a intensidade do uso desse fator na produção, o que implica em ganhos de produtividade.

O percentual da participação do setor agropecuário no emprego total influencia negativamente a produtividade do setor agropecuário em 0,0300055. Ganhos de produtividade

no setor agropecuário são poupadores de mão-de-obra (SILVA, 2019), assim, uma participação elevada do fator trabalho no setor é um indicativo da sua possível baixa produtividade. Analogamente, a mão de obra poupada pelo setor agropecuário é capturada, *ceteris paribus*, pelo setor de serviços (BUAINAIN, 2009), como é possível atestar ao observar o sinal positivo no valor de 0,0135764 da variável que mede o percentual da participação do setor de serviços no emprego total. Deste modo, setores agropecuários mais produtivos existirão em conjunto com uma maior participação da mão de obra no setor de serviços e uma menor participação da mão de obra no setor agropecuário, como mostra os sinas negativo e positivo das variáveis $PartAgroEmp$ e $PartServEmp$, respectivamente.

5. Considerações Finais

Através dos dados das Informações dos Municípios Paulistas (IMP) divulgados pelo Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE) buscou-se construir um painel e estimar um modelo capaz de controlar os EF e corrigir problemas de heterocedasticidade, autocorrelação serial e dependência espacial a fim de estimar os determinantes da produtividade do setor agropecuário dos municípios do estado de São Paulo entre os anos de 2002 e 2018 através de um modelo de regressão com erros padrão de Driscoll e Kraay.

Os determinantes que se relacionam de maneira positiva com o IPSA foram:

a) A porcentagem da mão-de-obra com ensino superior, representando o estoque de capital humano da força de trabalho;
b) O logaritmo da receita de exportações dos municípios especializados na agropecuária, que captura o grau de abertura do municípios;
c) A porcentagem do consumo de energia elétrica no meio rural em relação ao consumo total e energia elétrica no município, representando a intensidade do uso do capital na produção agropecuária;
d) A porcentagem do emprego no setor de serviços em relação ao emprego total, refletindo o grau de intensidade no uso do fator trabalho no setor de serviços;

O único determinante a se relacionar negativamente com o indicador de produtividade agropecuária foi:

e) A porcentagem do emprego no setor agropecuário sobre emprego total, demonstrando o grau de intensidade no uso do fator trabalho na agropecuária;

Além disso, uma variável não mostrou-se determinante do IPSA, devido ao sua não significância estatística, sendo ela:

f) A proporção de estabelecimentos empregadores da agropecuária em relação a todos os estabelecimentos empregadores, *proxy* para o grau de concorrência que o setor agropecuário enfrenta no dado município.

Diante disso, a fim de se elevar a produtividade do setor agropecuário no estado de São Paulo algumas medidas podem ser tomadas. Políticas públicas que visem aumentar a adesão da população no ensino superior ou promover a educação no campo, incentivos ao comercio internacional, políticas de expansão ao crédito agrícola e políticas de incentivo à mecanização da produção farão com que a produtividade do setor agropecuário se eleve no estado, repercutindo em níveis mais elevados de renda e bem-estar social.

Referências bibliográficas

ARBACHE, J. Produtividade no setor de serviços. **Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes**, v. 2, p. 277-300, 2015.

AUTY, R. M. (ed.); SAMPSA K. Resource abundance and economic development: Natural Resources, Capital Accumulation, Structural Chance and Welfare. Oxford University Press, 2001.

BARBOSA FILHO, F. de H.; DE ABREU, S. P. Educação e crescimento: o que a evidência empírica e teórica mostra?. **Revista Economia**, v. 11, n. 2, p. 265-303, 2010.

BARROS, G.S.C.; CASTRO, N.R.; MACHADO, G.C.; ALMEIDA, F.M.S; SILVA, A.F.; FACHINELLO, A.L. Boletim PIB do Agronegócio São Paulo - 2020. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), 2021.

BARROSO, R. Produto Potencial: Conceitos, Novas Estimativas e Considerações sobre sua aplicabilidade. **Revista Economia**, Brasília:.v.7, n.3, p.437-462, 2007.

BILHIM, J. A. de F. Investimento em educação e desenvolvimento de recursos humanos. **Discursos: estudos em memória do Prof. Doutor Luís Sá**, p. 75-91, 2000.

BRIGATTE, H. Determinantes do produto e da produtividade total dos fatores da agropecuária brasileira. **Revista de Política Agrícola**, v. 19, n. 2, p. 5-13, 2010.

BRIGATTE, H.; TEIXEIRA, E. C. Determinantes de longo prazo do produto e da Produtividade Total dos Fatores da agropecuária brasileira no período 1974-2005. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, p. 815-836, 2011.

BUAINAIN, A. M.; SALVADORI, DEDECCA, C.; MIRANDA, C. (org.); TIBURCIO, B. (org.). **Emprego e trabalho na agricultura agricultura brasileira**. IICA, 2009.

DRISCOLL, J. C.; KRAAY, A. C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. **Review of economics and statistics**, v. 80, n. 4, p. 549-560, 1998.

FELEMA, J.; RAIHER, A. P.; FERREIRA, C. R. Agropecuária brasileira: desempenho regional e determinantes de produtividade. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, p. 555-573, 2013.

FURTADO, C. **Desenvolvimento e subdesenvolvimento**. Río de Janeiro: Editora Fundo de Cultura, 1961.

FURTADO, C. **Formação econômica da América Latina**. Lia, 1970.

GASQUES, J. G.; BACCHI, M. R. P.; BASTOS, E. T.; VALDEZ, C. PTF e impactos de políticas públicas. **Revista de Política Agrícola**, v. 30, n. 3, p. 72, 2021.

GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T.; VALDES, C.; BACCHI, M. R. P. Produtividade da agricultura brasileira e os efeitos de algumas políticas. **Revista de Política Agrícola**, v. 21, n. 3, p. 83-92, 2012.

GHOBRIL, C. N.; ANGELO, J. A.; OLIVEIRA, M. D. M. Balança Comercial dos Agronegócios Paulista e Brasileiro, Ano de 2022, Resultado Recorde de Exportação e Saldo Comercial. **Análises e Indicadores do Agronegócio**, São Paulo, v. 18, n. 1, p. 1-19, jan.

2023. Disponível em: http://www.iea.agricultura.sp.gov.br/out/TerTexto.php?codTexto=16102. Acesso em: 21/03/2023.

GREENE, W. H. Econometric Analysis (Prentice-Hall, Inc., Upper Saddle River (NJ)). 2000.

GRILICHES, Z.; EATWELL, J. (org.); NEWMAN, P. (org.) Productivity: measurement problems. The new Palgrave: A dictionary of economics, 1 ed. McMillan: Londres, 1987. p. 1010-1013.

Gujarati, D.N. (2006) Essentials of Econometrics. 3rd Edition, McGraw-Hill.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica: Journal of the econometric society**, p. 1251-1271, 1978.

HELFAND, S. M.; CASTRO DE REZENDE, G. The impact of sector-specific and economy-wide policy reforms on the agricultural sector in Brazil: 1980–98. **Contemporary Economic Policy**, v. 22, n. 2, p. 194-212, 2004.

HELFAND, S. M.; CASTRO DE REZENDE, G.. The impact of sector-specific and economy-wide policy reforms on the agricultural sector in Brazil: 1980–98. **Contemporary Economic Policy**, v. 22, n. 2, p. 194-212, 2004.

HOECHLE, D. Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. **The stata journal**, v. 7, n. 3, p. 281-312, 2007.

HOFFMANN, R.; JAMAS, A. L. A produtividade da terra e do trabalho na agricultura de 332 microrregiões do Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 28., Florianópolis, 1990. Anais... Brasília: SOBER, 1990, v. 2, p. 21-40.

IRFFI, G. D.; NOGUEIRA, F. A. N.; BARRETO, F. A. F. D. Efeitos da polítca de atração de incentivos industriais no Ceará sobre o emprego no período 2002-2005. 2010.

JENKS, G. F. The data model concept in statistical mapping. **International yearbook of cartography**, v. 7, p. 186-190, 1967.

KRUGMAN, P. Defining and measuring productivity. **The Age of diminishing Expectations**, 1994.

MARQUES, L. D. Modelos dinâmicos com dados em painel: revisão de literatura. **Centro de estudos Macroeconómicos e Previsão, faculdade de Economia do Porto**, v. 30, p. 37, 2000.

MENDES, S. M.; TEIXEIRA, E. C.; SALVATO, M. A. Investimentos em infra-estrutura e produtividade total dos fatores na agricultura brasileira: 1985-2004. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, p. 91-102, 2009.

MESSA, A. Determinantes da produtividade na indústria brasileira. **IPEA**, 2015.

MOREIRA, A. R. B.; HELFAND, S. M.; FIGUEIREDO, A. M. R. Explicando as diferenças na produtividade agrícola no Brasil. **IPEA**, 2007.

PESARAN, M. H. Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels, **Econometric Reviews**, 2015

PESARAN, M. Hashem General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels'. IZA Discussion Paper no. 1240, 2004.

RADA, N.; VALDES, C. Policy, technology, and efficiency of Brazilian agriculture. **USDA-ERS Economic Research Report**, n. 137, 2012.

SCHUMPETER, J. A. The theory of economic development: An inquiry into profits, capital, credit, interest, and the business cycle. **University of Illinois at Urbana-Champaign's Academy for Entrepreneurial Leadership Historical Research Reference in Entrepreneurship** ,1934.

SILVA, R. P. da. Efeitos poupa-terra e poupa-trabalho na agricultura brasileira. **Revista de Política Agrícola**, v. 27, n. 3, p. 69-81, 2019.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Introduction to econometrics**. Boston: Addison Wesley, 2003.

VELOSO, F.; MATOS, S.; BARBOSA FILHO, F. de H.; PERUCHETTI, P. Produtividade do trabalho no Brasil: uma análise dos resultados setoriais desde meados da década de 1990

VIEIRA FILHO, J. E. R.; DOS SANTOS, G. R.; FORNAZIER, A. Distribuição produtiva e tecnológica da agricultura brasileira e sua heterogeneidade estrutural. **CEPAL,** 2013.

WOOLDRIDGE, J. M. Econometric analysis of cross section and panel data. **MIT press**. Cambridge, ma, v. 108, n. 2, p. 245-254, 2002.

WOOLDRIDGE, J. M. Econometric analysis of cross section and panel data. **MIT press**, 2001.