

XVI ECOPAR

Encontro de Economia Paranaense

V International Meeting on Economic Theory and Applied Economics

II Jornada Internacional de Comunicação Científica

DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO DA RURALIDADE DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

ECONOMIC DEVELOPMENT OF RURALITY IN BRAZILIAN MUNICIPALITIES
DESARROLLO ECONÓMICO DE LA RURALIDAD EN LOS MUNICIPIOS BRASILEÑOS
Adriano Renzi¹

Área Temática: 2 – Economia Regional e Urbana
JEL Code: R1 ; R11.

Resumo: O artigo objetiva realizar um ensaio econométrico para identificar outras variáveis, exógenas à composição do IDER, capazes de influenciar o nível de desenvolvimento econômico da ruralidade dos 5560 municípios brasileiros participantes do Censo Agropecuário de 2006. Apesar da utilização dos dados de 2006, essa pesquisa se justifica pela riqueza informacional presente na relação de causalidade entre as dimensões ambiental, demográfica, social e econômica (institucional) e o nível de desenvolvimento econômico da ruralidade dos municípios brasileiros. À vista disso, a contribuição principal reside em demonstrar a relação de causalidade direta identificada entre o nível de desenvolvimento econômico da ruralidade dos municípios e as variáveis que compõem a questão institucional da propriedade da terra, do tempo de experiência do gestor do empreendimento agropecuário, do contingente de capital físico humano, da capacidade de estocagem da produção, e da relação de causalidade inversa com o nível da densidade demográfica das áreas rurais.

Palavras-chave: Desenvolvimento Econômico; Índice; Espacial; Ruralidade; Municípios.

Abstract: The article proposes an econometric test to identify other variables, exogenous to the composition of the IDER, capable of influencing the level of rural economic development of the 5560 Brazilian municipalities that participated in the 2006 Agricultural Census. Despite using data from 2006, this research is justified by the significant amount of information present in the causal relationship between the environmental, demographic, social and economic (institutional) dimensions and the level of rural economic development in Brazilian municipalities. In view of this, the main contribution lies in demonstrating the direct causal relationship identified between the level of economic development of rural municipalities and the variables that make up the institutional issue of land ownership, the length of experience of the manager of the agricultural enterprise, the contingent of human physical capital, the capacity to store production, and the inverse causal association with the level of demographic density in rural areas.

Key-words: Economic Development; Index; Spatial; Rurality; Municipalities.

Resumen: El artículo propone una test econométrico para identificar otras variables, exógenas a la composición del IDER, capaces de influir en el nivel de desarrollo económico rural de los 5560 municipios brasileños que participaron en el Censo Agropecuario de 2006. A pesar de

¹ Universidade Federal da Grande Dourados; Brasil; ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4336-5304>; Email: adrianorenzi@ufgd.edu.br.



XVI ECOPAR

Encontro de Economia Paranaense

V International Meeting on Economic Theory and Applied Economics

II Jornada Internacional de Comunicação Científica

utilizar dados de 2006, esta investigação se justifica por la significativa cantidad de información presente en la relación causal entre las dimensiones ambiental, demográfica, social y económica (institucional) y el nivel de desarrollo económico rural de los municipios brasileños. Teniendo en cuenta esto, la principal contribución radica en demostrar la relación causal directa identificada entre el nivel de desarrollo económico de los municipios rurales y las variables que componen la cuestión institucional de la propiedad de la tierra, la duración de la experiencia del gerente de la empresa agrícola, el contingente de capital físico humano, la capacidad de almacenar la producción, y la asociación causal inversa con el nivel de densidad demográfica en las zonas rurales.

Palabras-clave: Desarrollo económico; Índice; Espacial; Ruralidad; Municipios.

Introdução.

A finalidade de se avaliar as características constitutivas do nível de desenvolvimento econômico da ruralidade de um recorte geográfico é produzir um indicador capaz de radiografar, o mais preciso possível, a realidade local. Dessa forma, a escolha do método e as informações disponíveis permitem ao pesquisador produzir um instrumento de aferição dotado de características que ampliam a profundidade e o alcance do instrumento produzido. A característica profundidade corresponde as dimensões presentes no conceito de desenvolvimento humano possíveis de serem captadas em conjunto, ponderadas pelas suas respectivas relevâncias, para determinar a significância do fenômeno a ser aferido.

A partir daí, com referência à classificação dos municípios brasileiros realizada por Renzi e Piacenti (2023), através do índice de desenvolvimento econômico da ruralidade (IDER), o objetivo do artigo é fazer um ensaio econométrico para identificar e avaliar outras variáveis, diferentes das variáveis que compuseram o IDER, capazes de influenciar o processo de evolução do desenvolvimento econômico da ruralidade dos municípios brasileiros. Apesar da base nos dados utilizada corresponder ao Censo Agropecuário de 2006, essa escolha se justifica pela disponibilidade do IDER para 5560 municípios brasileiro. Em decorrência, serão apreciados modelos econométricos espaciais empregando as variáveis rurais exógenas ao modelo empregado para constituir o IDER² e, portanto, passíveis de serem empregadas e contribuir para explicar ainda mais o estágio de desenvolvimento econômico da ruralidade no período em análise.

Procedimentos Adotados.

O Brasil possui cinco regiões com, atualmente, 5570 municípios, distribuídos em vinte e seis estados e um distrito federal. O país é composto por uma heterogênea extensão territorial de 8.510.820,623 km² (IBGE, 2022). Em 2010, o Brasil possuía 5566 municípios dos quais foi possível realizar a presente análise apenas em 5560. Isso porque os municípios de Aroeiras de

² As variáveis consideradas foram previamente descartadas pela análise fatorial a qual originou o IDER (Renzi; Piacenti, 2023).



XVI ECOPAR

Encontro de Economia Paranaense

V International Meeting on Economic Theory and Applied Economics

II Jornada Internacional de Comunicação Científica

Itaim/PI (Código IBGE: 2200954); Figueirão/MS (Código IBGE: 5003900); Ipiranga do Norte/MT (Código IBGE: 5104526) e Itanhangá/MT (Código IBGE: 5104542), Lagoa Mirim (cód. IBGE: 4300001) e Lagoa dos Patos (cód. IBGE: 4300002) foram instalados após 2005 e/ou não possuem dados no Censo Agropecuário de 2006. Dessa forma, foram excluídos os seis municípios, optou-se por utilizar o IDER e as variáveis explicativas para os 5560 municípios restantes, o que não compromete os resultados apresentados nesse artigo (Renzi; Piacenti, 2023; IBGE, 2006; 2022).

Após a definição do conjunto e a fonte dos dados. O primeiro modelo econométrico a ser testado será o modelo clássico de regressão linear (MQO). Esse modelo não leva em consideração aos efeitos espaciais, em outras palavras, considera-se um modelo a-espacial. Ele pode ser representado pela equação a seguir (Carvalho Ywata; Albuquerque, 2011; Almeida, 2012; Gallo, 2013):

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (1)$$

Esse modelo verifica a ocorrência de dependência espacial através do I de Moran, o qual é um teste para identificar a ocorrência de autocorrelação espacial dos resíduos da regressão. Para realizar tal teste é novamente necessário escolher uma matriz de ponderação espacial (W), a qual apresente um maior nível de adaptação para certificar a dependência espacial entre os municípios (Carvalho Ywata; Albuquerque, 2011).

Por conseguinte, caso ocorra a confirmação da dependência espacial através do I de Moran por meio dos testes via modelo MQO, a matriz selecionada para estimar os modelos econométricos espaciais será aquela que apresentar o maior valor para o I de Moran e, também, apresentar-se estatisticamente significante (ANSELIN, 1988; GALLO, 2013).

Com a finalidade de selecionar o modelo espacial com maior poder de explicação para estimar a relação entre a variável a ser explicada e as variáveis independentes, os testes a serem empregados serão os testes robustos do multiplicador de Lagrange. Ao se verificar que ambos os testes são significativos, o procedimento para escolha será selecionar aquele modelo com valor mais significativo. Para realizar os testes foram selecionados os seguintes modelos: (1) modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial (*Spatial Autoregressive - SAR*); (2) modelo de erro espacial (*Spatial Error Model - SEM*) e, por fim, (3) modelo regressivo cruzado espacial (*Spatial Autorregressive model with Autorregressive Errors - SARMA*) (Anselin, 1988; Carvalho Ywata; Albuquerque, 2011).

No modelo SAR a autocorrelação espacial é incorporada através de um atraso espacial (lag) da variável endógena, em outras palavras, o modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial (SAR) agrega a variável dependente defasada espacialmente com o intuito de captar o efeito de “vizinhança” do fenômeno analisado. O modelo estrutural é descrito pela equação (2), a seguir:

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2),$$

a partir da equação (2), o ρ (um escalar) representa o coeficiente autorregressivo espacial, ele representa a força das interações existentes entre as observações de y ; $\mathbf{W}\mathbf{y}$ é o vetor $n \times 1$ e



XVI ECOPAR

Encontro de Economia Paranaense

V International Meeting on Economic Theory and Applied Economics

II Jornada Internacional de Comunicação Científica

corresponde a defasagem espacial da variável dependente; X é a matriz $n \times k$ de variáveis explicativas; β é o vetor $k \times 1$ de coeficientes de regressão; e ε é o vetor $n \times 1$ de erros aleatórios (Anselin, 1988; Carvalho Ywata; Albuquerque, 2011; Almeida, 2012; Gallo, 2013).

O modelo de Erro Autorregressivo Espacial (SEM) será o segundo modelo a ser testado. A relevância desse modelo está no fato de que o padrão espacial exposto no termo do erro é gerado por efeitos não modelados por ausência de adequada medida a qual, por conseguinte, não são distribuídos no espaço de modo aleatório e, em contraste, estão autocorrelacionado espacialmente. A equação 3 representa esse modelo:

$$\xi = \lambda W \xi + X \beta + \varepsilon \quad (3)$$

na equação 3 a defasagem espacial é expressa pelo termo $W \xi$ e o parâmetro do erro autoregressivo espacial é representado por λ , o qual reflete a interdependência entre os resíduos da regressão (Arbia; Baltagi, 2009; Almeida, 2012).

O terceiro modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial (SARMA ou SAC) representa um modelo que engloba o coeficiente de defasagem espacial (ρ) e o parâmetro do termo de erro autorregressivo (λ), como apresentado a seguir na equação 4 (Lesage; Pace, 2009; Kelejian; Pruncha, 1998, 2010; Carvalho Ywata; Albuquerque, 2011).

$$y = \rho W_1 y + X \beta + \lambda W_2 \xi + \varepsilon \quad (4)$$

É importante frisar que I de Moran determina a existência da autocorrelação, mas não diferencia ou aponta qual o seu formato. Assim, para realizar tal feito, como mencionado anteriormente, serão empregados os testes dos multiplicadores de Lagrange, são eles: ML_ρ e ML_λ . O primeiro teste avalia a defasagem espacial por meio da variável dependente e com a hipótese nula $\rho = 0$. O segundo teste verifica a autocorrelação no erro e sua hipótese nula é $\lambda = 0$. Ao se observar que os dois testes não apresentem resultados significativos, isso demonstra que os resultados obtidos devem ser estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO). No entanto, caso os dois testes seja significativo, aquele que apresentar o melhor nível de significância será o selecionado (Almeida, 2012; Gallo, 2013).

Dessa forma, nos testes em que ML_ρ apresentar melhor nível de significância, será mais adequado o emprego de modelos SAR (*Spatial Autoregressive Model*), de outra forma, nos testes em que ML_λ apresentar resultados mais significativos, o modelo mais aderente será o SEM (*Spatial Error Model*). Ainda cabe ressaltar o caso em que ambos apresentam resultados significativos, nesse caso deve-se observar os testes ML_ρ e ML_λ robustos e, por meio deles, indicar aquele com maior valor e mais significativo (Lesage; Pace, 2009).

Após a estimação e seleção do modelo mais adequado, vale lembrar que nos métodos SAR e SARMA (ou SAC) a interpretação apropriada dos coeficientes da regressão estimada depende do cálculo para se obter o impacto total da variável explicativa sobre a variável dependente. A fórmula é dada pela seguinte expressão: $[(1 - \rho)^{-1}] \beta_k$, em que ρ representa a variável defasada, no presente caso W_IDER , e β_k são os coeficientes das variáveis explicativas (Almeida, 2012; Gallo, 2013).



XVI ECOPAR

Encontro de Economia Paranaense

V International Meeting on Economic Theory and Applied Economics

II Jornada Internacional de Comunicação Científica

Os modelos serão estimados pelo método *Spatial Two-Stage Least Squares* (S2SLS) ou mínimos quadrados de dois estágios (MQ2E), isso porque esse método tem como características principais a não necessidade da hipótese de que haja normalidade dos resíduos e ele é capaz de corrigir a presença de autocorrelação espacial nos resíduos do modelo. Além dessas características, esse método dispõe de outras particularidades também relevantes para estimação de modelos econométricos espaciais, tais como: a) pode estimar modelos de regressão linear que incluam um termo de lag espacial da variável resposta; b) é dotado da capacidade de estimar modelos em que há regressores endógenos; c) objetivando resolver o problema de endogeneidade, o coeficiente do lag espacial da variável resposta possui como instrumento os lags espaciais dos regressores exógenos; por fim, d) o método possibilita a inclusão de correções para a heteroscedasticidade e autocorrelação espacial residual nos erros da regressão estimada (Kelejian; Prucha, 1998; Gallo, 2013).

Resultados e discussão.

Inicialmente foi realizado o teste de seleção da matriz de vizinhança empregando o MQO para, primeiramente, comprovar a relação dependência espacial entre a variável dependente (IDER) e o conjunto de variáveis, em seguida apresentadas na Tabela 1, para selecionar a matriz que apresenta o maior resultado em termos do I de Moran (Carvalho Ywata; Albuquerque, 2011)³.

Tabela 1- Apresentação das variáveis do estudo.

Variável	Descrição da Variável	Sinal Esperado
AR1	Participação dos estabelecimento que geram energia limpa no próprio estabelecimento.	(+)
AR2	Participação dos estabelecimento que geram energia no próprio estabelecimento por queima de combustíveis e outras.	(- ou +)
AR3	Participação dos estabelecimentos na prática de pousio ou descanso de solos.	(+)
AR4	Participação dos estabelecimentos na prática de queimadas	(+)
AR6	Participação dos estabelecimentos no uso de controle biológico em vegetais.	(+)
AR7	Participação dos estabelecimentos no uso de queima de resíduos agrícolas e de restos de culturas e outras (uso de repelente, caldas, iscas, etc.) em vegetais.	(+)
AR8	Participação da área (ha) das pastagens naturais.	(+)
AR9	Participação da área (ha) das pastagens plantadas degradadas.	(-)
AR11	Participação da área (ha) das matas e/ou florestas naturais destinadas à preservação permanente ou reserva legal.	(+)
AR13	Participação da área (ha) de terras degradadas (erodidas, desertificadas, salinizadas, etc.)	(-)
AR14	Participação da área (ha) de terras inaproveitáveis para agricultura ou pecuária (pântanos, areais, pedreiras, etc.)	(-)
AR15	Participação dos estabelecimentos com declaração de recursos hídricos (nascentes, Rios e Riachos, lagos naturais e/ou açudes) protegidos por matas	(+)
DR22	Densidade demográfica rural.	(- ou +)
ER25	Participação das áreas (ha) dos estabelecimentos em condição própria, arrenda e em parceria.	(+)
ER28	Participação dos estabelecimentos com uso de adubação química nitrogenada e não nitrogenada.	(+)
ER29	Participação dos estabelecimentos com uso de adubação verde, vinhaça, Húmus, biofertilizantes, fixadores de nitrogênio e compostos orgânicos.	(+)
ER33	Participação da área irrigada (ha) dos estabelecimento com algum tipo de área irrigada.	(+)
ER34	Capacidade média (t) dos silos para forragens pelo total de estabelecimentos.	(+)
ER35	Capacidade média (t) dos depósitos e silos para guardar a produção de grãos.	(+)
ER36	Capacidade média (m ³) para guardar outros produtos refrigerados por estabelecimento.	(+)
ER37	Capacidade média (m ³) para guardar outros produtos não refrigerados por estabelecimento.	(+)

³ Cabe lembrar que as variáveis utilizadas foram linearizadas por meio do logaritmo neperiano.



XVI ECOPAR

Encontro de Economia Paranaense

V International Meeting on Economic Theory and Applied Economics

II Jornada Internacional de Comunicação Científica

ER38	Capacidade em (l) dos tanques de resfriamento de leite por estabelecimentos.	(+)
ER40	Quantidade média de arados por estabelecimento.	(+)
ER43	Quantidade média de semeadeiras e/ou plantadeiras por estabelecimento.	(+)
ER44	Quantidade média de colheitadeiras por estabelecimento.	(+)
ER47	Quantidade média de ceifadeiras (picareta de forragens) por estabelecimento.	(+)
ER48	Quantidade média de veículos de tração animal por estabelecimento.	(+)
ER57	Participação da área de aquicultura.	(+)
ER58	Participação dos estabelecimentos que não obtiveram financiamento.	(-)
ER59	Valor médio (R\$) dos financiamentos por estabelecimento.	(+)
ER62	Valor médio (R\$) das dívidas e ônus dos estabelecimentos no ano.	(-)
ER68	Número médio de cabeças de bubalinos por estabelecimento.	(+)
ER71	Número médio de cabeças de muas por estabelecimento.	(+)
ER76	Número médio de cabeças de outras aves (patos, gansos, marrecos, codornas, perus, faisões, perdizes, avestruzes e outras aves não especificadas) por estabelecimento.	(+)
ER77	Número médio de cabeças de coelhos por estabelecimento.	(+)
ER80	Valor médio da produção de peixes (R\$) por estabelecimento.	(+)
ER100	Participação dos estabelecimentos com empregados temporários contratados sobre o total de estabelecimentos.	(+)
ER106	Participação das áreas (ha) dos estabelecimentos sem titulação definitiva ou ocupadas sobre a área total.	(-)
SR124	Participação do número de produtores com menos de 1 ano na direção dos trabalhos pelo total de estabelecimento.	(+)
SR125	Participação do número de produtores com 10 anos e mais na direção dos trabalhos pelo total de estabelecimento.	(+)

Fonte: elaboração própria.

No Quadro 1 são apresentados os resultados da estatística I de Moran, nele foram calculadas as estatísticas para os três diferentes formatos de matrizes de pesos espaciais: *Queen*, *Rook* e 5 Vizinhos mais próximos (5 Vizinhos).

Quadro 1. Seleção da matriz de pesos

Variável dependente	IDER	
	I	Prob.
Queen	0,3277	0,000
Rook	0,3313	0,000
5 Vizinhos	0,3304	0,000

OBS: I de Moran esperado = $-1/(n-1) \Rightarrow -1/5566 = 0,00018^1$.

Fonte: elaborado pelo próprio autor com utilização do software Geoda.

Ainda sobre o Quadro 1, verifica-se que quando os valores do I de Moran calculado são superiores ao I de Moran esperado (0,00018), então há indicação de autocorrelação espacial positiva⁴. Dessa forma, observa-se que os valores de *I* estimados são maiores ao E (*I*) e os p-valores são significativos ao nível de significância de 1%. Conclui-se daí que existe

⁴ Alguns municípios foram reintegrados ao banco de dados para possibilitar a realização da estimação da regressão espacial por meio do *GeodaSpace*, para tanto, foi necessário calcular o IDER de cada uma delas, como prática metodológica foi utilizado o valor médio do IDER dos municípios que circundam cada um desses municípios, logo, o IDER de Ipiranga do Norte (cód. IBGE:) representa a média dos seguintes municípios: Porto dos Gaúchos, Tabaporã, Tapurah e Sorriso; Figueirão (cód. IBGE: 5003900) representa a média dos seguintes municípios: Camapuã, Costa Rica, Coxim, Alcinoópolis, São Gabriel do Oeste; Itanhangá (cód. IBGE: 5104542) é representado pela média dos seguintes municípios: Porto dos Gaúchos, Nova Maringá, Tapurah. O IDER de Aroeiras do Itaim (cód. IBGE: 2200954) foi obtido por meio da média dos seguintes municípios: Itainópolis, Geminiano, Paquetá, Picos, Santa Cruz do Piauí. Com relação aos municípios Lagoa Mirim (cód. IBGE: 4300001) e Lagoa dos Patos (cód. IBGE: 4300002) foi empregado a média do IDER e de todas as outras variáveis estaduais, isso porque esses municípios não apresentaram dados no Censo Agropecuário de 2006 para nenhuma das variáveis empregadas.

XVI ECOPAR

Encontro de Economia Paranaense

V International Meeting on Economic Theory and Applied Economics

II Jornada Internacional de Comunicação Científica

autocorrelação espacial positiva nas variáveis passíveis de influenciar o desenvolvimento econômico da ruralidade (IDER).

Ao se observar os resultados no Quadro 1, nota-se que os dados analisados manifestaram tênue sensibilidade aos tipos de matrizes de pesos espaciais, por conseguinte, os valores resultantes se aproximam e são significativos estatisticamente. Contudo, a matriz de ponderação *Rook* se consolida como melhor matriz de vizinhança, isso dado que exibe o maior I de Moran (0,2764) com nível de significância (0,00), portanto, será essa a matriz de peso a ser utilizada na estimação das regressões espaciais para estimar as variáveis determinantes do desenvolvimento da ruralidade.

Após a seleção da matriz de peso *Rook*, o passo seguinte foi analisar a regressão realizada pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o Quadro 2, a seguir, apresenta os resultados preliminares.

Quadro 2. Diagnóstico da regressão do modelo rural por MQO.

Multicolinearidade			
Condition Number	78,29		
Teste de Normalidade dos Erros			
Teste	DF	Valor	PROB
Jarque-Bera	2	412,52	0.00000
Diagnóstico para Heterocedasticidade			
Coeficientes Aleatórios			
Testes	DF	Valor	PROB
Breusch-Pagan	40	675,24	0,00000
Koenker-Bassett	40	406,07	0,00000
Teste de Especificação Robusta de White	860	2572,05	0,00000

Fonte: elaborado pelo próprio autor com utilização do software Geoda.

Com base nos resultados expostos no Quadro 2 verifica-se que há suspeita de multicolinearidade, uma vez que números superiores a 30 são problemáticos, no caso o presente modelo apresentou 78,29, e os testes de Breusch-Pagan e Koenker-Bassett e White indicam a presença de heterocedasticidade (Anselin, 1988; Almeida, 2012).

Como apresentado no Quadro 1, o I de Moran não distingue ou indica qual formato possui a autocorrelação espacial, apenas determina a existência dela. Para realizar tal tarefa são utilizados os testes dos Multiplicadores de Lagrange, são eles: ML_{ρ} e o ML_{λ} . O primeiro teste avalia a defasagem espacial por meio da variável dependente e com a hipótese nula $\rho = 0$. O segundo teste verifica a autocorrelação no erro e sua hipótese nula é $\lambda = 0$. Ao se observar que os dois testes não apresentem resultados significativos, isso demonstra que os resultados obtidos devem ser estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). No entanto, caso os dois testes seja significativo, aquele que apresentar o melhor nível de significância será o selecionado (Carvalho Ywata; Albuquerque, 2011; Gallo, 2013).

Dessa forma, nos testes em que ML_{ρ} apresentar melhor nível de significância, será mais adequado o emprego de modelos SAR (*Spatial Autoregressive Model*). De outra forma, nos testes em que ML_{λ} apresentar resultados mais significativos, o modelo mais aderente será o

XVI ECOPAR

Encontro de Economia Paranaense

V International Meeting on Economic Theory and Applied Economics

II Jornada Internacional de Comunicação Científica

SEM (*Spatial Error Model*). Ainda cabe ressaltar o caso em que ambos apresentam resultados significativos, nesse caso deve-se observar os testes ML_{ρ} e ML_{λ} robustos e, por meio deles, indicar aquele com maior valor e mais significativo (Arbia; Baltagi, 2009; Lesage; Pace, 2009).

Quadro 3. Diagnóstico de dependência espacial para matriz de ponderação com a variável dependente IDER

Matriz de Peso \ Testes	Queen			Rook			5 Vizinhos		
	MI/DF	Valor	PROB	MI/DF	Valor	PROB	MI/DF	Valor	PROB
I de Moran	0,3277	41,16	0,000	0,3313	39,83	0,000	0,3304	41,51	0,000
Multiplicador de Lagrange (Lag)	1	1477,39	0,0000	1	1407,34	0,0000	1	1424,90	0,000
Robust LM (lag)	1	256,91	0,0000	1	249,04	0,0000	1	237,83	0,000
Multiplicador de Lagrange (erro)	1	1646,27	0,000	1	1544,40	0,000	1	1669,23	0,000
Robust LM (erro)	1	425,79	0,000	1	386,10	0,000	1	482,16	0,000
Multiplicador de Lagrange (SARMA)	2	1903,18	0,0000	2	1793,44	0,0000	2	1907,06	0,000

Fonte: elaborado pelo próprio autor com utilização do software Geoda.

A partir dos resultados exibidos no Quadro 3, a indicação para se utilizar os modelos da família SEM, devido ao teste do multiplicador de Lagrange ML (erro) apresentar valor superior em comparação ao multiplicador de Lagrange ML (lag) e, também, o teste Robusto do LM (erro) apresentar o maior valor em comparação ao teste Robusto do LM (lag). No presente caso, o diagnóstico de dependência espacial apresentado pelo teste do multiplicador de Lagrange (SARMA) (valor = 1793,44; prob. = 0,00) se apresenta como melhor escolha e, em seguida, multiplicador de Lagrange robusto (erro) (valor = 386,10; prob. = 0,00) foi superior ao resultado do multiplicador de Lagrange robusto (lag) (valor = 249,04; prob. = 0,00). Portanto, os modelos que apresentaram o melhor ajuste e serão utilizados como referência para análise são: o modelo SARMA e o SEM (Quadro 3) (Anselin, 1988).

No entanto, para sanar eventuais dúvidas foi tomada a decisão de estimar também o modelo SAR apenas para confirmar o fato de que os melhores resultados provêm dos modelos de família SEM. A regressão espacial com método SAR apresentou o teste Anselin-Kelejian (valor = 137,73; Prob. = 0,00) indicam que a hipótese nula foi rejeitada, portanto, há problemas com a autocorrelação de erro espacial, comprovando a necessária a utilização do modelo SEM e que o modelo SAR não é o mais adequado para esta análise (Kelejian; Prucha, 1998, 2010).

Os modelos espaciais estimados e apresentados no Quadro 3 foram construídos com base na especificação sugerida por Kelejian e Prucha (1998, 2010), na qual são considerados os mecanismos para corrigir a autocorrelação espacial e a heterocedasticidade para o tratamento dos dados e também foi inserida uma função de Kernel adaptativa uniforme. Por conseguinte, foi utilizado o método de mínimos quadrados de dois estágios (MQ2E) com variáveis dependentes do modelo defasadas espacialmente.

A partir desse resultado obtido e com amparo dos resultados obtidos no Quadro 3, optou-se por apresentar os três modelos (SAR, SEM e SARAR) e indicar o mais adequado, no caso

XVI ECOPAR

Encontro de Economia Paranaense

V International Meeting on Economic Theory and Applied Economics

II Jornada Internacional de Comunicação Científica

específico o modelo espacial SARAR apresentou maior poder explicativo (Lesage; Pace, 2009; Almeida, 2012)⁵.

Dessa forma, os resultados são apresentados na

Tabela 2, em seguida, as variáveis AR1; AR2; AR3; AR4; AR6; AR13; AR14; ER33; ER44; ER57; ER58; SR124 foram suprimidas por não apresentarem significância estatística e as variáveis AR9; ER28; ER62 e ER106 foram suprimidas por apresentar sinal diferente do esperado e, assim, não apresentando uma possibilidade de explicação plausível.

Tabela 2 – Resultados das regressões espaciais por MQ2EE do modelo de desenvolvimento da ruralidade

W - Rook	SAR	SEM	SARAR
CONSTANT	-0,0062#	0,1068	-0,0132#
AR11	0,1360	0,0952	0,1089
AR15	0,0463	0,0688	0,0502
AR3	0,0723	0,0539	0,0678
AR8	0,0153*	0,0175*	0,0135#
DR22	-0,0406	-0,0362	-0,0338
ER100	0,0518	0,0747	0,0858
ER106	0,1485	0,1640	0,1649
ER25	0,2383	0,2698	0,2495
ER29	0,0250	0,0344	0,0291
ER34	0,0040	0,0078	0,0066
ER35	0,0020*	0,0030	0,0026*
ER36	0,0015#	0,0028*	0,0026*
ER37	0,0028	0,0022	0,0023*
ER38	0,0094	0,0096	0,0081
ER40	0,0252	0,0753	0,0529
ER43	0,2308	0,2140	0,2088
ER47	-0,0125#	0,0283*	0,0225*
ER48	0,0654	0,0622	0,0594
ER59	0,0096	0,0098	0,0092
ER68	0,0135	0,0155	0,0172
ER71	0,1085	0,1052	0,1130
ER76	0,0074	0,0074	0,0080
ER77	0,0215	0,0193	0,0202
ER80	0,0026	0,0028	0,0028
SR125	0,0558	0,0445	0,0587
W_IDER	0,2967		0,2703
lambda		0,6949	0,5008
Pseudo R ² Espacial	0,7993	0,7283	0,7923

**significante a 10%

*significante a 5%

não significante

Fonte: elaborado pelo próprio autor com utilização do software Geoda Space.

É importante salientar que a coexistência harmônica entre a dimensão ambiental e o crescimento econômico foi enunciada por Jackson (2009), Barbier (2015), Renzi, Henz e Rippel (2019) como característica predominante no desenvolvimento econômico atual. Nessa

⁵ Para os métodos SAR e SARAR o cálculo para se obter o impacto total da variável explicativa sobre a variável dependente é dado pela seguinte fórmula: $[(1 - \rho)^{-1}] \beta_k$, em que ρ representa a variável defasada, no presente caso W_IDER, e β_k são os coeficientes das variáveis explicativas (Lesage; Pace, 2009; Almeida, 2012).



XVI ECOPAR

Encontro de Economia Paranaense

V International Meeting on Economic Theory and Applied Economics

II Jornada Internacional de Comunicação Científica

perspectiva, as variáveis integrantes da dimensão ambiental A3, A8, A11 e A15 apresentaram relação de causalidade positiva com o IDER, em detalhes, quanto maior a participação dos estabelecimentos que praticam o descanso do solos ou pousio (AR3), aqueles que possuem recursos hídricos protegidos por matas (AR15), quanto maior a participação da área (ha) das pastagens naturais (AR8) e das matas e/ou florestas naturais destinada à preservação permanente ou reserva legal (AR11), maior será o nível do IDER do município.

Na prática, o modelo estimado indica que um aumento de 1%, em média nessas variáveis, gerará uma elevação no IDER de 0,093% (AR3), de 0,149% (AR11), 0,069% (AR15) e de 0,018 (AR8), com referência à variável AR8 vale mencionar que ela se mostrou significativa à 5% no modelo SEM e com o valor do coeficiente muito próximo ao β_{AR8} apresentado no modelo SARAR. Adicionalmente, essas variáveis representam particularidades levantadas anteriormente, por Kageyama (2008), como elementos inerentes à propriedade multifacetada do desenvolvimento rural contemporâneo, tais como: os novos serviços ambientais e atividades agroecológicas, dentre os quais pode-se destacar: agroturismo, conservação da natureza e gerenciamento de paisagens.

Em relação à dimensão demográfica diversos autores, tais como: Kageyama (2008), Staduto e Kreter (2014), Staduto, Alves Nascimento e Souza (2017) e Staduto, Orlandi e Chioveto (2018), reportaram de diferentes formas a relevância do esvaziamento demográfico rural como fenômeno inerente ao desenvolvimento rural recente. Esse resultado corrobora esses trabalhos indicando que a variável representativa da dimensão demográfica (DR22) apresentou a relação de causalidade esperada, em detalhes, uma redução de 1% em média nessa variável produzirá uma elevação no IDER na magnitude de - 0,046%. Dessa forma, o fato dos indivíduos atuantes nas atividades ocupacionais relacionadas ao meio rural (ou ao setor primário) deslocarem o seu domicílio para as áreas urbanas, tende a gerar efeitos positivos sobre o desenvolvimento econômico da ruralidade.

Com relação à dimensão econômica, 19 variáveis apresentaram relação de causalidade positiva com o IDER. Nesse conjunto de variáveis destacam-se quatro agrupamentos, o primeiro diz respeito a relação econômica institucional, na qual um aumento de 1% na condição de propriedade da terra, tanto as áreas em condição própria, arrenda e em parceria (ER25) quanto as sem titulação definitiva ou ocupadas (ER106) provocam uma elevação de 0,342% e 0,226%, na devida ordem, sobre o IDER municipal. Esse resultado encontra respaldo em Panayotou (1997) no qual tal autor argumenta que o impacto das áreas em condições institucionalmente mais adequadas provocam maiores efeitos positivos sobre o nível de desenvolvimento econômico de uma região.

Ainda sobre o presente agrupamento, a experiência dos produtores se mostrou relevante para o nível de desenvolvimento da ruralidade, sendo que um aumento de 1% nessa variável (SR125) gera uma elevação de 0,08% no IDER. Esse resultado é apoiado por Bloom e Canning (2003) e Howitt (2005) uma vez que tais autores mostraram que a produtividade do trabalho e os salários se relacionam positivamente com os níveis de educação e a experiência profissional dos trabalhadores.

Por fim, nesse primeiro agrupamento de variáveis, verificou-se que na perspectiva das relações de trabalho, a importância dos empregados temporários (ER100) se mostrou positiva em



XVI ECOPAR

Encontro de Economia Paranaense

V International Meeting on Economic Theory and Applied Economics

II Jornada Internacional de Comunicação Científica

relação ao IDER, logo, um aumento de 1% na participação dos estabelecimentos com empregados temporários (ER100) provoca um aumento de 0,118% no IDER, resultado esse que coaduna com o argumento de Hoffman (2009) de que houve uma tendência crescente à formalização dos empregados temporários no período entre 1992 e 2007.

O segundo agrupamento de variáveis corresponde a causalidade positiva da capacidade média de estocagem sobre o IDER, elas são representadas pelas seguintes variáveis: a capacidade média dos silos para forragens (ER34), dos depósitos e silos para guardar a produção de grãos (ER35), para guardar outros produtos refrigerados (ER36) e não refrigerados (ER37) e dos tanques de resfriamento de leite (ER38). Com relação ao impacto causado por cada uma delas sobre o IDER, estimou-se que um aumento de 1% em ER34, ER35, ER36, ER37 ou ER38 provoca uma elevação de 0,009%, 0,0036%, 0,0035%, 0,0031% ou 0,0112% respectivamente.

O terceiro agrupamento de variáveis condiz com relação de causalidade direta entre capital físico e desenvolvimento econômico, nessa relação as variáveis quantidade média de arados (ER40), de semeadeiras e/ou plantadeiras (ER43), de ceifadeiras (ER47), de veículos de tração animal (ER48), uso de adubação (ER29)⁶ e a capacidade média de financiamento (ER59) representaram uma influência positiva sobre o nível de desenvolvimento econômico da ruralidade, na qual um aumento de 1% em uma delas, ou seja, em ER29, ER40, ER43, ER47, ER48 ou gera uma elevação de 0,0398%, 0,0725%, 0,2861%, 0,0309%, 0,0813% e 0,0126%, respectivamente, no IDER dos municípios. Os resultados apresentados no segundo e terceiro agrupamentos são alicerçados por trabalhos acadêmicos tais como: Gasques et. al. (2014) e, principalmente, Freitas, Bacha e Fossatt, (2009) em que se apresentaram as variáveis referentes ao capital físico e sua influência direta sobre o desenvolvimento econômico de uma região.

Segundo Graziano da Silva (2002), a agropecuária moderna se caracteriza pela sua conexão com a agroindústria, pela variedade de atividades agropecuárias relacionadas à novos nichos específicos de mercado e até por alicerçar condições de subsistência, principalmente, as relacionadas à criação de animais de pequeno porte. E, nesse contexto, o quarto agrupamento de variáveis parece representar tais características, isso porque ele é composto por parte da pecuária e produção de outros animais representativos de variáveis não inerentes a composição dos fatores constitutivos do IDER, são eles: o número médio de bubalinos (ER68), de muares (ER71), de outras aves (patos, gansos, marrecos, codornas, perus, faisões, perdizes, avestruzes e outras aves não especificadas) (ER76), de coelhos (ER77) e o valor médio da produção de peixes por estabelecimento (ER80). Também essas variáveis apontaram uma relação de causalidade positiva com o IDER dos municípios, assim, um aumento de 1% em uma dessas variáveis ER68, ER71, ER76, ER77 ou ER80 provoca um efeito de aumento da magnitude de 0,0236%, 0,1549%, 0,0109%, 0,0277% ou 0,0039%, respectivamente, no nível de desenvolvimento da ruralidade das municipalidades.

Por último, a variável W_IDER apresentam relação direta com o índice de desenvolvimento da ruralidade e, por meio dele pode-se inferir que um aumento de 1% no IDER da vizinhança dos municípios produzirá um efeito total positivo da magnitude de 0,3705%

⁶ Ocorreu um aumento no consumo de fertilizantes por área com lavoura (kg/ha) (11,09% a.a.) no período anterior (1995/6-2006) e nesta parte do trabalho como indicador determinante no processo de desenvolvimento econômico da ruralidade.

XVI ECOPAR

Encontro de Economia Paranaense

V International Meeting on Economic Theory and Applied Economics

II Jornada Internacional de Comunicação Científica

no nível de desenvolvimento econômico da ruralidade. Isso significa dizer que há um efeito direto no nível de desenvolvimento econômico da ruralidade oriundo do próprio município na magnitude de 0,2703% e um efeito indireto de 0,1002%.

Considerações Finais.

Em síntese, as relações de causalidade entre o IDER e as variáveis independentes representadas na

Tabela 2, indicaram a importância das dimensões ambiental, econômica (institucional), demográfica e social para determinar o nível de desenvolvimento econômico dos municípios brasileiros. Em termos da dimensão ambiental esse modelo contribui ao expor a relação de causalidade direta entre a dimensão ambiental e o desenvolvimento econômico da ruralidade com diferentes variáveis empregadas em relação aos trabalhos acadêmicos observados. Com referência à dimensão econômica, a composição da questão institucional da propriedade da terra, do tempo de experiência do gestor do empreendimento agropecuário, do contingente de capital físico humano e, principalmente, da capacidade de estocagem da produção se apresentam como elementos cruciais na determinação do nível de desenvolvimento econômico da ruralidade. E, por fim, outro ponto a se destacar é o fato de que o nível de desenvolvimento econômico da ruralidade dos municípios se relaciona de modo inverso ao nível da densidade demográfica das áreas rurais, em detalhes, os municípios que apresentam menor densidade demográfica rural tendem a ter melhores níveis de IDER.

Referências

ALMEIDA, Eduardo. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Editora Alínea, 2012.

ANSELIN, Luc. **Spatial econometrics: methods and models**. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.

ARBIA, Giuseppe; BALTAGI, Badi H. (Ed.). **Spatial econometrics: methods and applications**. Heidelberg: Springer, 2009.

BARBIER, Edward B. **Nature and wealth: overcoming environmental scarcity and inequality**. London: Palgrave Macmillan, 2015.

BLOOM, David; CANNING, David. Health as human capital and its impact on economic performance. **The Geneva Papers on Risk and Insurance**, [S. l.], v. 28, n. 2, p. 304-315, Abr., 2003. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/41952692>. Acesso em: 05 set. 2023.

CARVALHO YWATA, Alexandre Xavier de; ALBUQUERQUE, Paulo Henrique de Melo. Métodos e modelos em econometria espacial. Uma revisão. **Revista Brasileira de Biometria**, São Paulo, v.29, n. 2, p. 273-306, 2011. Disponível em: https://biometria.ufla.br/antigos/fasciculos/v29/v29_n2/Alexandre.pdf. Acesso em: 26 set. 2018.

FREITAS, Clailton Ataídes de; BACHA, Carlos José Caetano; FOSSATT, Daniele Maria. Avaliação do desenvolvimento do setor agropecuário no Brasil: período de 1970 a 2000.



XVI ECOPAR

Encontro de Economia Paranaense

V International Meeting on Economic Theory and Applied Economics

II Jornada Internacional de Comunicação Científica

Economia e Sociedade, Campinas, v. 16, n. 1, p. 111-124, Abr., 2007. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0104-06182007000100006>. Acesso em: 22 set. 2019.

GALLO, Julie Le. Cross-Section Spatial Regression Models. In: FISCHER, Manfred M.; NIJKAMP, Peter. Interpreting spatial econometric models. **Handbook of regional science**, 2 ed., New York: Springer, p. 1511-1532, 2013. Disponível em: https://doi.org/10.1007/978-3-662-60723-7_85. Acesso em: 22 out. 2023.

GASQUES, José Garcia; BASTOS, Eliana Teles; VALDES, Constanza.; BACCHI, Mirian Rumenos Piedade. Produtividade da agricultura: resultados para o Brasil e estados selecionados. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, DF, v. 23, n. 3, p. 87-98, 2014. Disponível em: <https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/943/836>. Acesso em: 16 out. 2016.

GRAZIANO DA SILVA, José. O novo rural brasileiro. 2ª ed. Campinas: UNICAMP, Instituto de Economia, 2002. Disponível em: <http://www.eco.unicamp.br/images/publicacoes/Livros/pesquisa/O-novo-rural-Brasileiro.pdf>. Acesso em 10 ago. 2018.

HOWITT, Peter. Health, human capital and economic growth: a schumpeterian perspective. In: LÓPEZ-CASASNOVAS, Guillem; RIVERA, Berta; CURRAIS, Luis (Org.) **Health and Economic Growth: Findings and policy implications**, Massachusetts: MIT Press, p. 19-40, 2005. Disponível em: <https://doi.org/10.7551/mitpress/3451.003.0005>. Acesso em: 05 set. 2017.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo agropecuário 2006**. Rio de Janeiro: IBGE, 2006. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/economicas/agricultura-e-pecuaria>. Acesso em: 16 jul. 2023.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo populacional 2022**. Rio de Janeiro: IBGE, 2022. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao.html>. Acesso em: 16 jul. 2023.

JACKSON, Tim. **Prosperity without grown? The transition to a sustainable economy**. [S. l.], The Sustainable Development Commission, 2009. Disponível em: <https://research-repository.st-andrews.ac.uk/bitstream/handle/10023/2163/sdc-2009-pwg.pdf?seq>. Acesso em: 20 mai. 2017.

KAGEYAMA, Angela A. **Desenvolvimento rural: conceito e aplicações ao caso brasileiro**. Porto Alegre: Editora da UFRGS: Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Rural, 2008.

KELEJIAN, Harry H.; PRUCHA, Ingmar R. A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. **The Journal of Real Estate Finance and Economics**, [S. l.], v. 17, p. 99-121, 1998. Disponível em: <https://doi.org/10.1023/A:1007707430416>. Acesso em: 12 ago. 2018.

KELEJIAN, Harry H.; PRUCHA, Ingmar R. Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. **Journal of Econometrics**, Berkeley, v. 157, n. 1, p. 53-67, July, 2010. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.10.025>. Acesso em: 12 ago. 2023.



XVI ECOPAR

Encontro de Economia Paranaense

V International Meeting on Economic Theory and Applied Economics

II Jornada Internacional de Comunicação Científica

LESAGE, James; PACE, Robert Kelley. **Introduction to spatial econometrics**. New York: Chapman and Hall/CRC, 2009. Disponível em: <https://doi.org/10.1201/9781420064254>. Acesso em: 12 dez. 2023.

RENZI, Adriano; HENZ, Aline Patrícia; RIPPEL, Ricardo. Desenvolvimento econômico: do crescimento à prosperidade. **Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional**, Taubaté v. 15, n. 6, p. 65-77, 2019. Disponível em: <https://www.rbgdr.com.br/revista/index.php/rbgdr/article/view/5185>. Acesso em: 08 dez. 2019.

RENZI, Adriano; PIACENTI, Carlos Alberto. **Desenvolvimento econômico local: a relação entre a ruralidade e o progresso dos municípios brasileiros**. São Carlos: Pedro & Joao Editores, 2023. Disponível em: https://pedrojoaoeditores.com.br/2022/wp-content/uploads/2023/04/EBOOK_Desenvolvimento-economico-local.pdf. Acesso em: 21 mai. 2024.

STADUTO, Jefferson Andronio Ramundo; ALVES NASCIMENTO, Carlos; SOUZA, Marcelino de. Ocupações e rendimentos de mulheres e homens nas áreas rurais no Nordeste do Brasil: uma análise para primeira década do século XXI. **Mundo Agrário**, Buenos Aires, v. 18, n. 38, p. 1-18, 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.24215/15155994e056>. Acesso em: 11 nov. 2019.

STADUTO, Jefferson Andronio Ramundo; KRETER, Ana Cecília. A questão agrária e o mercado de trabalho rural no Brasil. **Informe Gepec**, Toledo, v. 18, n. 1, p. 177-192, 2014. Disponível em: <https://doi.org/10.48075/igepec.v18i1.9283>. Acesso em: 16 jun. 2023.

STADUTO, Jefferson Andronio Ramundo; ORLANDI, Marines; CHIOVETO, Arnaldo Taveira. Desenvolvimento rural do Estado do Mato Grosso por bioma: uma análise do “vazio”. **Revista Política e Planejamento Regional**, Rio de Janeiro, v. 5, n. 3, p. 260-283, set./dez. 2018. Disponível em: <http://www.revistappr.com.br/artigos/publicados/DESENVOLVIMENTO-RURAL-DO-ESTADO-DO-MATO-GROSSO-POR-BIOMA-uma-analise-do-vazio.pdf>. Acesso em: 11 nov. 2019.

