

FATORES ASSOCIADOS À ADOÇÃO DE PRÁTICAS AGRÍCOLAS CONSERVACIONISTAS NO SETOR AGROPECUÁRIO BRASILEIRO

Palavras-chave: Desenvolvimento rural, Modelagem de equações estruturais, Políticas públicas

1. INTRODUÇÃO

O crescimento populacional contínuo, os padrões de consumo em rápida transformação e os impactos das mudanças climáticas e da degradação ambiental estão levando os recursos naturais como a água, solo e terra a limites críticos (Pretty et al., 2011). Os efeitos das alterações climáticas no setor agropecuário estão relacionados com o aumento da temperatura, às altas taxas de concentração de dióxido de carbono (CO₂) na atmosfera, aumento da frequência e intensidade de eventos climáticos extremos (secas, chuvas intensas, ondas de calor e frio, etc.) e mudança no padrão de chuvas (Oliveira et al., 2018).

Para a garantia do fornecimento de alimentos à sociedade, torna-se necessário conhecer, estudar e ajustar-se as particularidades de cada tipo de solo e clima dos países, além de investir em práticas que possam contribuir para a preservação do meio ambiente, de modo que não haja o incentivo de desmatar novas áreas com florestas para a produção de alimentos (Fuentes-Llanillo et al., 2021). A agricultura conservacionista pode ser definida como a agricultura conduzida sob a proteção de um complexo de tecnologias de caráter sistêmico com a finalidade de preservar, manter e restaurar os recursos naturais, mediante o manejo integrado da água, biodiversidade e solo nas propriedades rurais (Denardin et al., 2014).

Dentre algumas práticas agrícolas sustentáveis, destacam-se a proteção e/ou conservação de encostas (consiste em utilizar a vegetação arbórea ou arbustiva com a finalidade de proteger ou conservar a encosta com alta declividade, sujeita ao processo erosivo), recuperação de mata ciliar (consiste em recuperar as formações vegetais que ocorrem ao redor de corpos de água, como rios e lagos), reflorestamento para proteção de nascentes (consiste em replantar áreas que tiveram a vegetação removida por força da natureza ou pelas ações humanas, com o objetivo de promover a proteção de nascentes) e estabilização de voçorocas (as voçorocas podem ser definidas como sulcos de erosão de grandes dimensões em propriedades rurais; a estabilização consiste em uma série de ações desenvolvidas para minimizar os processos erosivos causadores das voçorocas) (IBGE, 2017).

No entanto, a adoção de tais práticas pelos produtores rurais brasileiros é baixa. Em 2017, haviam 5,07 milhões de propriedades rurais no país, dos quais, 204,24 mil fizeram uso da proteção e/ou conservação de encostas (4,03% do total nacional), 122,50 mil da recuperação de mata ciliar (2,41% do total nacional), 116,96 mil do reflorestamento para proteção de nascentes (2,31% do total nacional) e 39,62 mil da estabilização de voçorocas (0,78% do total nacional) (IBGE, 2017).

O processo de adoção de tecnologia no setor agropecuário é complexo e multidimensional, sendo influenciado por uma série de fatores, tais como: (a) características dos produtores rurais; (b) características da propriedade rural; (c) características do ambiente socioeconômico; (d) especificidades do setor agropecuário; e, (e) os atributos da tecnologia (Procópio et al., 2024). Diante disso, o objetivo da presente pesquisa foi analisar quais fatores estão associados à adoção de práticas agrícolas conservacionistas no setor agropecuário brasileiro.

2. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

A Modelagem de Equações Estruturais (MEE), também denominada de “*Structural Equation Modeling*” (SEM), abrange um conjunto de técnicas multivariadas de análise de dados que combinam aspectos de regressão múltipla e análise fatorial para estimar simultaneamente uma série de relações de dependência. A abordagem utilizada foi a PLS-SEM, denominada de “*Mínimos Quadrados Parciais*”, porque os parâmetros são estimados por uma série de

regressões de mínimos quadrados, enquanto a terminologia “*parciais*” decorre do procedimento de estimação interativa dos parâmetros em bloco (por variável latente) em detrimento de todo o modelo, simultaneamente (Hair et al., 2017).

Foram selecionadas 25 variáveis observáveis do Censo Agropecuário de 2017 agrupados em diferentes construtos teóricos. As variáveis foram relativizadas em relação ao total de estabelecimentos (TE) (Lobão; Staduto, 2020). A unidade de análise foram as 558 microrregiões brasileiras e o software utilizado foi o SMARTPLS®.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A primeira etapa da MEE é a validação do modelo de mensuração, por meio da avaliação das Validades Convergente e Discriminante e a Confiabilidade Composta. A validação convergente foi realizada por meio da análise das Variâncias Médias Extraídas (*Average Variance Extracted* – AVE) que deve ser maior que 0,50. Para a Validade Discriminante, foi utilizado o critério de Fornell e Larcker (1981) que compara a raiz quadrada dos valores da AVE com as correlações dos demais construtos. A raiz quadrada da AVE de cada variável latente deve ser maior que as correlações ao quadrado de todos os outros fatores do modelo. A Confiabilidade Composta (CC) dos construtos é feita com o objetivo de verificar se a amostra está livre de vieses e deve assumir um valor maior que 0,70 (Hair et al., 2017) (Tabela 1).

Tabela 1. Matriz de correlações entre as variáveis latentes

Construtos	AC	AS	DA	FI	IP	NE	OC	PC
AC	0,741							
AS	0,549	0,827						
DA	0,307	0,435	0,714					
FI	0,353	0,718	0,511	0,725				
IP	-0,223	-0,435	-0,224	-0,516	0,807			
NE	0,292	0,594	0,535	0,668	-0,525	0,734		
OC	0,731	0,792	0,411	0,624	-0,361	0,502	0,903	
PC	0,379	0,679	0,522	0,706	-0,370	0,617	0,602	0,821
AVE	0,548	0,684	0,509	0,526	0,652	0,538	0,815	0,674
CC	0,775	0,812	0,747	0,836	0,848	0,776	0,898	0,892

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: AVE – Variância média extraída; CC – Confiabilidade composta. Construtos: AC – acesso ao crédito; AS – acesso à assistência técnica; DA – disponibilidade de água; FI – fonte de informação técnica; IP – idade dos produtores rurais; NE – nível de escolaridade dos produtores; OC – organizações coletivas; PC – práticas agrícolas conservacionistas.

Na Tabela 2 são apresentadas as informações do modelo de mensuração, com a indicação das variáveis observáveis e as cargas fatoriais (um valor mínimo de 0,352 e máximo de 0,921) (Tabela 2).

Tabela 2. Variáveis observáveis do modelo de mensuração

Construtos	Variáveis observáveis	Cargas fatoriais
PC – práticas agrícolas conservacionistas	PS1 – proteção e/ou conservação de encostas	0,840
	PS2 – recuperação de mata ciliar	0,883
	PS3 – reflorestamento para proteção de nascentes	0,848
	PS4 – estabilização de voçorocas	0,702
AC – acesso ao crédito	AC1 – bancos (incluem também recursos financeiros provenientes de linhas de crédito rural, como o PRONAF, PROCERA, etc.)	0,826
	AC2 – cooperativas de crédito	0,855
	AC3 – governos (federal, estadual e/ou municipal) (outros tipos de recursos fornecidos fora das linhas de crédito rural)	0,481

AS – acesso à assistência técnica	AS2 – produtor rural (ou contratada)	0,788
	AS3 – cooperativas	0,864
OC – organizações coletivas	OC1 – cooperativas	0,921
	OC2 – reuniões técnicas/seminários	0,884
DA – disponibilidade de água	DA1 – nascentes	0,876
	DA2 – rios/riachos	0,724
	DA3 – poços tubulares profundos jorrantes	0,486
FI – fontes de informação técnica	FI1 – televisão	0,874
	FI2 – rádio	0,827
	FI3 – aparelhos com conexão à internet	0,563
	FI4 – revistas	0,352
	FI5 – jornais	0,861
NE – nível de escolaridade dos produtores rurais	NE1 – ensino superior completo	0,735
	NE2 – antigo ginásial (médio 1º ciclo)	0,804
	NE3 – antigo primário (elementar)	0,654
IP – idade dos produtores rurais	IP1 – menos de 25 anos	0,869
	IP2 – de 25 anos a menos de 35 anos	0,839
	IP3 – de 35 anos a menos de 45 anos	0,704

Fonte: Resultado da pesquisa.

É recomendável que as cargas fatoriais das variáveis observáveis sejam maiores que 0,70 para a validade discriminante do modelo de mensuração (Hair et al., 2017). No entanto, as variáveis AC3 (0,481), DA3 (0,486), FI3 (0,563), FI4 (0,352) e NE3 (0,654) apresentaram uma carga fatorial inferior que 0,70. Nesses casos, caso o modelo de mensuração esteja ajustado, recomenda-se a preservação da maior quantidade de variáveis observáveis possível para não comprometer a validade de conteúdo dos construtos (Bido; Silva, 2019). O modelo estrutural foi analisado por meio dos coeficientes de determinação de Pearson ajustado (R^2 ajustado), análise da multicolineariedade e significância dos coeficientes estruturais (Hair et al., 2017).

Tabela 3. Resultados alcançados do modelo estrutural

Relações entre construtos	VIF	Coefficiente estrutural	Erro padrão	Significância (valor-p)	R^2 ajustado
AC->PC	2,266	-0,024	0,046	0,595	
AS->PC	3,550	0,242	0,073	0,001***	
DA->PC	1,558	0,140	0,034	0,000***	
FI->PC	2,876	0,318	0,058	0,000***	0,595
IP -> PC	1,523	0,051	0,028	0,069*	
NE->PC	2,283	0,165	0,050	0,001***	
OC->PC	4,250	0,107	0,076	0,159	
OC -> AC	1,000	0,731	0,026	0,000***	0,534
OC -> AS	1,000	0,792	0,022	0,000***	0,627

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota:***1% de significância; *10% de significância. Construtos: AC – acesso ao crédito; AS – acesso à assistência técnica; DA – disponibilidade de água; FI – fonte de informação técnica; IP – idade dos produtores rurais; NE – nível de escolaridade dos produtores; OC – organizações coletivas; PC – práticas agrícolas conservacionistas. Valores-p dos coeficientes estruturais alcançados por meio da técnica de reamostragem de *bootstrapping* com 5.000 repetições.

O R^2 ajustado avalia a porção da variância das variáveis latentes endógenas (PC, AC e AS) que é explicada pelo modelo estrutural, levando em consideração a complexidade do modelo e o tamanho amostral (Hair et al., 2017). O modelo foi capaz de explicar 59,50% (0,595) (R^2 ajustado) da variação na adoção de práticas agrícolas conservacionistas no setor agropecuário

brasileiro. Em relação aos construtos AC e AS, os valores dos R^2 ajustados foram de 53,40% (0,534) e 62,70% (0,627), respectivamente (Tabela 3).

A análise de multicolineariedade foi realizada por meio da avaliação do valor do VIF (*variance inflator factor*) das variáveis latentes. O recomendável é que os valores estejam no intervalo entre 0,20 a 5,00 (HAIR *et al.*, 2017). No modelo em questão, os valores do VIF tiveram uma variação de 1,00 a 4,25 (Tabela 3). A significância estatística do coeficiente estrutural representa a validação teórica da relação causal entre as variáveis latentes (Hair *et al.*, 2017).

A adoção de práticas agrícolas conservacionistas no setor agropecuário brasileiro foi positivamente influenciada pelo acesso ao serviço de assistência técnica, disponibilidade de água e fontes de acesso às informações técnicas nas propriedades rurais, participação dos produtores rurais em organizações coletivas e pelo nível de escolaridade e idade dos produtores rurais (Tabela 3). Esses fatores estão relacionados com o ambiente socioeconômico e nas características da propriedade e produtores rurais que podem influenciar o processo de adoção de tecnologia no campo (Procópio *et al.*, 2024).

O acesso aos serviços de assistência técnica e crédito foram positivamente influenciada pela participação dos produtores rurais em organizações coletivas (Tabela 3). A participação dos produtores rurais em entidades de ação coletiva possibilita a troca e obtenção de informações técnicas e experiências sobre a utilização de tecnologias em propriedades rurais e auxilia no acesso aos serviços de assistência técnica e crédito (Wossen *et al.*, 2015).

4. CONCLUSÃO

A adoção de práticas agrícolas conservacionistas no setor agropecuário é um processo complexo e multidimensional para o contexto brasileiro. É importante promover a criação de organizações coletivas como estratégia para a expansão do acesso aos serviços de assistência técnica e crédito entre os produtores rurais brasileiros.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BIDO, D. S.; SILVA, D. SmartPLS 3: especificação, estimação, avaliação e relato. **Administração: Ensino e Pesquisa**, v. 20, n. 2, p. 488-536, 2019. Doi: <https://doi.org/10.13058/raep.2019.v20n2.1545>

DENARDIN, J. E.; KOCHHANN, R. A.; FAGANELLO, A.; COGO, N. P. Agricultura conservacionista no Brasil: uma análise do conceito à adoção. In: LEITE, L. F. C.; MACIEL, G. A.; ARAÚJO, A. S. F. (Editores técnicos). **Agricultura conservacionista no Brasil** (pp. 23-41). Brasília: EMBRAPA, 2014.

FORNELL, C.; LARCKER, D. F. Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. **Journal of Marketing Research**, v. 18, n. 1, p. 39-50, 1981. Doi: <https://doi.org/10.2307/3151312>

FUENTES-LLANILLO, R.; TELLES, T. S.; SOARES JUNIOR, D.; MELO, T. R.; FRIEDRICH, T.; KASSAM, A. Expansion of no-tillage practice in conservation agriculture Brazil. **Soil & Tillage Research**, v. 208, 104877, 2021. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.still.2020.104877>

HAIR, J. F.; HULT, G. T. M.; RINGLE, C. M.; SARSTEDT, M. **A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)**. Los Angeles: SAGE, 2017.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Manual do**

recenseador: CA – 1.09. Rio de Janeiro: IBGE, 2017.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Agropecuário de 2017.** Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017/resultados-definitivos>. Acesso em:

LOBÃO, M. S. P.; STADUTO, J. A. R. Modernização agrícola na Amazônia brasileira. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 58, n. 2, e188276, 2020. Doi: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2020.182276>

OLIVEIRA, I. R.; GONTIJO NETO, M. M.; NOBRE, M. M. Mudanças climáticas e a agricultura de baixa emissão de carbono. In: NOBRE, M. M.; OLIVEIRA, I. R. (Editores técnicos). **Agricultura de baixo carbono: tecnologias e estratégias de implantação** (pp. 10-32). Brasília: EMBRAPA, 2018.

PRETTY, J.; TOULMIN, C.; WILLIAMS, S. Sustainable intensification in African agriculture. **International Journal of Agricultural Sustainability**, v. 9, n. 1, p. 5-24, 2011. Doi:<https://doi.org/10.3763/ijas.2010.0583>.

PROCÓPIO, D. P.; BINOTTO, E.; PEREIRA, M. W. G. Fatores associados à adoção de tecnologia no setor agropecuário. **Revista Eletrônica de Administração**, v. 30, n. 1, p. 844-874, 2024. Doi: <https://doi.org/10.1590/1413-2311.396.127244>

WOSSEN, T., BERGER, T., FALCO, S. D. Social capital, risk preference and adoption of improved farm land management practices in Ethiopia. **Agricultural Economics**, v. 46, n. 1, p. 81-97, 2015. Doi: <https://doi.org/10.1111/agec.12142>