

## **Aplicação da função Cobb-Douglas para análise de produtividade no setor de flores e plantas ornamentais no Brasil**

### **Application of the Cobb-Douglas function for productivity analysis in the flower and ornamental plant sector in Brazil**

Domingos Isaias Maia Amorim<sup>1</sup>, Ana Carolina Mendes<sup>2</sup>

**DOI:** 10.52719/bjas.v7i1.7984

#### **Resumo**

Este trabalho teve como objetivo analisar a produtividade no setor de flores e plantas ornamentais por meio da aplicação de modelos econométricos, com destaque para a função de produção Cobb-Douglas. A pesquisa utilizou dados secundários de produtores do setor, considerando variáveis como valor de venda, número de estabelecimentos e área cultivada, com o intuito de verificar a contribuição de cada fator na formação do produto. Os resultados obtidos indicaram forte heterogeneidade entre os produtores e sugeriram a existência de retornos decrescentes à escala, especialmente em relação à expansão da área, o que pode ter sido associado a ineficiências técnicas, subutilização da capacidade produtiva e desafios gerenciais. Esses achados reforçaram a importância de estratégias voltadas à qualificação da gestão e à otimização do uso dos fatores produtivos. O estudo contribuiu para a compreensão da dinâmica produtiva do setor e ofereceu subsídios para políticas públicas e decisões empresariais voltadas ao aumento da eficiência e sustentabilidade na cadeia de flores e plantas ornamentais.

**Palavras-chave:** Produção agrícola; cadeia produtiva de flores; função de produção; economia da produção; rendimento.

#### **Abstract**

This study aimed to analyze productivity in the ornamental flowers and plants sector through the application of econometric models, with an emphasis on the Cobb-Douglas production function. The research used secondary data from producers in the sector, considering variables such as sales value, number of establishments, and cultivated area, in order to assess the contribution of each factor to the output. The results indicated strong heterogeneity among producers and suggested the presence of decreasing returns to scale, especially concerning land expansion. This may have been related to technical inefficiencies, underutilization of productive capacity, and managerial challenges. These findings highlighted the importance of strategies focused on management improvement and optimization of production factor use. The study contributed to the understanding of the sector's productive dynamics and offered insights for public policy and business decisions aimed at increasing efficiency and sustainability in the flowers and ornamental plants supply chain.

**Keywords:** Agricultural production; flower supply chain; production function; production economics; yield.

<sup>1</sup> Universidade de São Paulo, São Paulo, Brasil, domingos\_isaias@hotmail.com

<sup>2</sup> Universidade de São Paulo, São Paulo, Brasil, carol-mendes7@hotmail.com

## Introdução

O Brasil possui diversos produtos agropecuários que apresentam forte importância para a nossa economia, destacando-se entre eles a floricultura, que constitui uma das mais dinâmicas áreas do agronegócio brasileiro, sendo reconhecida como o conjunto de atividades produtivas e comerciais relacionadas ao mercado de flores e plantas com finalidades ornamentais (Olivera et al., 2021; Sistema Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas [SEBRAE], 2015). Esse setor contribui de forma significativa para a economia do Brasil, pelo alto valor agregado e pelo rápido retorno do capital investido, em função do cultivo de espécies de ciclo curto (Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária [EMBRAPA], 2005) e da ampla diversidade de variedades de flores e plantas ornamentais, o que levou seu cultivo a escalas comerciais para algumas espécies, destacando-se a região sudeste e o estado de São Paulo como o maior produtor de flores e plantas ornamentais do país (Instituto Brasileiro de Floricultura [IBRAFLOR], 2015).

Como já apresentado, a floricultura brasileira vem se tornando uma atividade econômica com grande relevância no agronegócio do País, em razão do crescimento anual significativo da produção de flores e plantas (Pierog, 2016), apresentando-se como uma grande alternativa para diversas propriedades rurais, que muitas vezes são consideradas inviáveis para outras atividades agropecuárias (Muraro et al., 2019). Segundo Marques e Caixeta Filho (2003) as flores e plantas ornamentais possuem valores emocionais e econômicos representados como: valor estético devido as suas cores e perfumes, valores medicinais, valores ecológicos devido a sua capacidade de purificação do ar, assim como matéria prima para perfumes e cosméticos. Desse modo, nos últimos anos passou a desenvolver-se pela evolução favorável de indicadores socioeconômicos, pelas melhorias no sistema de distribuição destas mercadorias e pela expansão da cultura do consumo das flores (SEBRAE, 2015).

No setor agrícola, o cultivo de flores e plantas ornamentais apresentou crescimento de 42,4% entre os anos de 2017 a 2022, superando o desempenho do agronegócio brasileiro no mesmo período. Isso destaca o segmento como uma opção promissora para diversificação e geração de renda, especialmente em propriedades menores (Centro de Estudos Avançados em

Economia Aplicada [CEPAE] e IBRAFLORE, 2023). No entanto, este crescimento apresenta-se bastante irregular nos diversos estados brasileiros (Junqueira & Peetz, 2014), em razão da sua alta perecibilidade e a sazonalidade do seu consumo, que ocorre principalmente em datas comemorativas como dia internacional da mulher, dia das mães, dia dos namorados, dia de finados e festas de fim de ano. Entretanto nos últimos anos, a cadeia produtiva de flores e plantas ornamentais do Brasil iniciou um processo de grandes transformações, alterando a forma de consumo que previamente eram feitas para composição de jardins, introduzindo o consumo de plantas de exterior, principalmente vasos, para decorações de interiores tanto em prédios como em casas, que geralmente possuem projetos paisagísticos, ocasionando o aumento do consumo de flores e plantas ornamentais, levando ao aumento de produção (Brainer, 2019).

Dessa forma, este trabalho tem como objetivo realizar um estudo descritivo e demonstrar a aplicação da Função Cobb-Douglas ao setor de flores e plantas ornamentais no Brasil, utilizando dados de produção e insumos extraídos dos Censos Agropecuários de 2006 e 2017, disponibilizados pelo IBGE.

## **Metodologia**

De acordo com o objetivo deste estudo, é fundamental apresentar a base de dados utilizada para analisar o impacto de diferentes determinantes produtividade no setor de flores e plantas ornamentais no Brasil, assim como o modelo teórico que será aplicado na investigação.

### **Base de dados**

Os dados utilizados nesta pesquisa foram extraídos dos Censos Agropecuários de 2006 e 2017, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística [IBGE] por meio do acesso aos microdados públicos no portal da instituição. Esses dados forneceram informações detalhadas sobre o cultivo de flores e plantas ornamentais no Brasil, permitindo análises econômicas, produtivas e socioeconômicas. As variáveis selecionadas para o estudo são descritas na Tabela 1.

Tabela 1. Variáveis utilizadas no estudo de análise de produtividade no setor de flores e plantas ornamentais no Brasil. 2006 e 2017.

Representação	Variável	Descrição
ANO	Ano	Os anos de 2006 e 2017 foram utilizados para identificar mudanças e tendências no setor ao longo do tempo.
REG	Região	Região: Representa a divisão territorial do Brasil em cinco grandes regiões (Norte (N), Nordeste (NE), Centro-Oeste (CO), Sudeste (SE) e Sul (S)), possibilitando a análise das diferenças regionais na produção e distribuição dos recursos.
VDV	Valor de Venda	Indica o montante arrecadado com a venda de flores e plantas ornamentais. Essa variável reflete o impacto econômico do setor e sua importância em diferentes regiões.
AC	Área (ha)	Avalia o uso da terra no setor de flores e plantas ornamentais e permite analisar a relação entre área cultivada e produtividade.
NDE	Número de Estabelecimentos	Representa a quantidade de propriedades rurais que reportaram produção de flores e plantas ornamentais, fornecendo uma visão da concentração de produtores e da distribuição da atividade econômica.

Fonte: Dados originais da pesquisa.

Os dados foram inicialmente organizados em tabelas no Excel para facilitar a estruturação e o entendimento das informações, onde também os valores de venda foram deflacionados de forma a corrigi-los para valores reais equivalentes ao ano de 2017, sendo este o período final da análise. Para o cálculo, foi utilizado o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo IBGE.

Após o processamento dos dados, foi viável realizar tanto análises descritivas quanto inferenciais. De acordo com Babbie (2003), a análise descritiva é fundamental para oferecer uma visão geral dos dados, permitindo a identificação de padrões ao longo do tempo. Nesse sentido, uma análise descritiva foi realizada para traçar um panorama da produção ao longo dos anos, o que possibilitou a identificação de padrões regionais e econômicos. Em seguida, foram

conduzidas análises estatísticas mais aprofundadas, com o intuito de examinar as relações entre as variáveis e identificar possíveis tendências ou disparidades no setor.

### **Modelo Econométrico**

Neste estudo, adotou-se a Função de Produção Cobb-Douglas para modelar a relação entre o valor de vendas de flores e plantas ornamentais ( $Y$ ) e os fatores de produção número de estabelecimentos e área cultivada ( $X_i$ ). Após a linearização logarítmica, a forma funcional estimada foi:

$$\ln(Y_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln(X_{1,it}) + \beta_2 \ln(X_{2,it}) + u_{it}$$

Essa especificação log-linear permite a estimação dos parâmetros por meio de modelos de dados em painel, possibilitando controlar a heterogeneidade entre regiões e ao longo do tempo. Os coeficientes estimados ( $\beta_i$ ) representam elasticidades da produção em relação a cada fator, enquanto sua soma permite avaliar os retornos à escala.

Para avaliar os impactos dos diferentes determinantes na produtividade do setor de flores e plantas ornamentais no Brasil, cada região foi analisada individualmente. Essa abordagem considera que as características regionais e políticas locais podem gerar efeitos distintos sobre a produtividade (Felema e Spolador, 2023; Galeano e Feijo, 2010). A análise regional é fundamental, pois as especificidades socioeconômicas e ambientais de cada localidade influenciam diretamente a dinâmica produtiva (Sabourin et al., 2021). Além disso, a diversidade de práticas agrícolas e a adoção de tecnologias variam significativamente entre as regiões, o que pode resultar em níveis de produtividade distintos (Ferreira et al., 2023).

A utilização de dados em painel deve-se à disponibilidade de dados de corte para todas as regiões brasileiras nos dois períodos supracitados, além de ter como vantagem a possibilidade de desconsiderar e contrastar pressupostos que estão implícitos na análise de dados em cortes transversais (Felema & Spolador, 2023). A metodologia de dados em painel permite uma análise mais robusta, pois considera tanto a variação entre as regiões quanto a variação ao longo do tempo, possibilitando uma compreensão mais profunda dos fatores que afetam a produtividade (Galeano & Feijo, 2010). Essa abordagem é especialmente relevante no contexto

do setor de flores e plantas ornamentais, onde a integração de dados regionais e temporais pode revelar tendências e padrões que não seriam visíveis em análises isoladas (Muraro et al., 2019).

Utilizou-se um modelo de dados em painel equilibrado, o que implica que o número de observações é o mesmo para cada unidade seccional. Especificamente, consideram-se unidades de corte transversal  $(i = 1, \dots, n)$  possuem  $n > 1$  e períodos  $(t = 1, \dots, T)$  com  $T > 1$  (Greene, 2000; Johnston & Dinardo, 2001; Wooldridge, 2010). O modelo geral de dados em painel é representado pela Equação (1):

$$y_{it} = X_{it}^j \beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Sendo  $y_{it}$  o valor da variável dependente para a unidade  $i$  no instante  $t$ ;  $X_{it}^j$  é o valor da  $j$ -ésima variável explicativa correspondente à unidade  $i$  no instante  $t$  (onde há  $j = 1, \dots, K$ ); e  $\varepsilon_{it}$  o termo de erro para  $i$ -ésima unidade em  $t$ .

Em modelos de dados em painel, os termos de  $\varepsilon_{it}$ , são formados por componentes que variam com  $i$ , mas permanecem constantes ao longo do tempo, podendo estar correlacionado com as variáveis explicativas, representado por  $\alpha_{it}$  e um componente que varia não sistematicamente com  $i$  e  $t$ , representado por  $\mu_{it}$  (Wooldridge 2010).

O efeito do  $\alpha_{it}$ , quando não correlacionado com  $X_{it}$ , caracteriza o modelo como sendo de efeitos aleatórios [EA], e caso contrário o modelo de efeitos fixos [EF]. O pressuposto de que  $\alpha_{it}$  não está correlacionado com as variáveis explicativas é suficiente para que o estimador por mínimos quadrados ordinários seja não viesado (Galeano e Feijo, 2010). No entanto, quando o modelo adotado é o de EA, o método de mínimos quadrados generalizados produz estimativas mais eficientes de  $\beta$ , que representa o vetor de coeficientes das variáveis explicativas  $X_{it}^j$  e indica o efeito de cada fator de produção sobre a variável dependente.

O método permite a utilização de dois estimadores com propriedades distintas. Quando os efeitos individuais não estão correlacionados com as variáveis explicativas, o estimador de efeitos aleatórios (EA) é tanto consistente quanto eficiente, neste caso o estimador de efeitos fixos (EF) permanece consistente, mas não eficiente. Por outro lado, se houver correlação entre os efeitos e as variáveis explicativas, o estimador de EF torna-se consistente e eficiente, enquanto o de EA passa a ser não consistente (Ouyang e Yang, 2024; Purnomo, 2020). Para decidir entre as duas especificações, utiliza-se o teste de Hausman. Sob a hipótese nula de que



o estimador de EA é o mais adequado, a estatística do teste segue uma distribuição assintótica qui-quadrado com  $k$  (número de regressores) graus de liberdade (Ouyang & Yang, 2024; Zhang & Sharon, 2023). Para a estimação foi utilizado o *software* StataMP, versão 17.0.

## Resultados e Discussão

### Análise descritiva

A análise descritiva dos dados de produção brasileira de flores e plantas ornamentais de 2006 exibidos na Tabela 2 destaca diferenças regionais significativas relacionadas ao valor de vendas, área de propriedade e número de instalações agrícolas. Estas diferenças refletem as especificidades econômicas e estruturais das regiões, com destaque para a elevada dispersão das observações.

Observa-se que a região Sudeste lidera em valor médio de venda (R\$ 57.221.178), área média (11.175 hectares) e 596 números de estabelecimentos. Contudo, o coeficiente de variação entre todas as variáveis é também o mais elevado de todas as regiões (valor de vendas 142, área 153 e número de estabelecimentos 84), indicando uma elevada dispersão destes valores, refletindo a coexistência de grandes e pequenos produtores. Na região Norte, a escala de produção é a menor entre os estados brasileiros, com as menores médias do valor de vendas (349.125 reais), área (38 hectares) e número de estabelecimentos (15).

As demais regiões apresentam valores intermediários de venda, destacando-se o Sul pela menor variabilidade nas áreas (17%) e no número de estabelecimentos (37%), indicando maior padronização na produção, característica também observada, em menor grau, no Centro-Oeste. Já a região Nordeste pode-se identificar maior variação na quantidade de áreas e estabelecimentos.

Tabela 2. Análise descritiva da produção de flores e plantas ornamentais por região (REG) e para as variáveis valor de venda (VDV – R\$), área cultivada (AC – há) e número de estabelecimentos (NDE) - Ano 2006.

REG	Varáveis	Média	p25	p50	p75	desvio padrão	coeficiente de variação	máximo	mínimo
N	VDV	349.125	62.534	159.129	445.720	413.537	118	1.051.634	26.610
	AC	38	18	25	45	29	77	88	16

	NDE	15	7	8	16	13	91	38	5
NE	VDV	3.882.365	88.346	406.603	3.763.742	5.540.668	143	15.184.827	50.027
	AC	114	13	20	229	147	129	444	7
	NDE	55	12	27	99	56	102	163	9
CO	VDV	916.454	382.388	418.312	952.378	930.387	102	2.525.837	303.356
	AC	253	216	277	314	75	30	323	134
	NDE	37	26	35	46	15	41	59	19
SE	VDV	57.221.178	10.914.693	14.785.675	61.092.159	81.356.308	142	197.817.871	1.495.492
	AC	11.175	1.291	1.775	11.659	17.100	153	40.776	373
	NDE	596	336	447	708	499	84	1.418	73
S	VDV	14.178.963	5.417.298	6.752.597	19.227.444	12.438.738	88	31.702.292	4.082.000
	AC	547	480	484	582	94	17	680	476
	NDE	278	206	217	319	102	37	421	195

Fonte: Resultados originais da pesquisa.

A análise descritiva dos dados de 2017 exibida na Tabela 3, evidência novamente disparidades regionais significativas no setor de flores e plantas ornamentais no Brasil, com as regiões Sudeste e Sul apresentando melhor desempenho no valor de vendas, área e número de estabelecimentos. No entanto o Sudeste continua liderando, com o maior valor médio de venda (R\$ 198.425.750), a maior área média (16.463 ha) e o maior número de estabelecimentos (1.273) ocorrendo uma alta variabilidade entre os valores, indicando concentração de recursos em grandes propriedades. Já o Sul destaca-se pela homogeneidade, com valores médios de venda mais equilibrados de R\$ 23.952.667 e baixa dispersão (Coeficiente de variação de 24), reforçando a padronização produtiva.

No Nordeste, a média de vendas é de R\$ 8.730.000, mas a alta desigualdade interna (Coeficiente de variação 197) revela desafios estruturais e a presença simultânea de pequenos e grandes produtores. O Centro-Oeste e o Norte mesmo com o crescimento em valor de venda, área e número de estabelecimentos possuem valores médios menores e variabilidade moderada, sugerindo maior estabilidade, mas com limitações em escala produtiva.

Tabela 3. Análise descritiva da produção de flores e plantas ornamentais por região (REG) e para as variáveis valor de venda (VDV – R\$), área cultivada (AC – há) e número de estabelecimentos (NDE) - Ano 2017.

REG	Varáveis	Média	p25	p50	p75	desvio padrão	coeficiente de variação	máximo	mínimo
N	VDV	1.740.500	763.000	1.250.000	2.227.500	1.601.554	92	4.371.000	91.000
	AC	1.97163	51844	1.96063	3.41282	1.45523	74	3.45291	51234
	NDE								



NE	VDV	8.730.00			6.368.00	17.199.1		55.866.0	
		0	144.000	840.000	0	33	197	00	52.000
	AC	1.609	542	890	2.053	1.754	109	5.894	242
	NDE	153	25	71	169	162	106	441	21
CO	VDV	3.268.50	1.712.0	3.474.0	5.030.50	2.027.79		5.560.00	
		0	00	00	0	1	62	0	566.000
	AC	1.548	1.164	1.385	1.769	688	44	2.653	771
	NDE	89	76	87	100	32	36	137	47
SE	VDV	198.425.	36.331.	67.479.	229.574.	263.860.		652.647.	6.097.0
		750	000	500	250	316	133	000	00
	AC	16.463	6.304	10.940	21.099	14.186	86	40.062	3.908
	NDE	1.273	755	1.018	1.536	944	74	2.810	245
S	VDV	23.952.6	21.155.	26.063.	27.805.0	5.630.62		29.547.0	16.248.
		67	500	000	00	9	24	00	000
	AC	6.052	5.765	6.206	6.416	542	9	6.625	5.324
	NDE	657	611	613	682	66	10	751	608

Fonte: Resultados originais da pesquisa.

Entre 2006 e 2017, o setor de flores e plantas ornamentais no Brasil apresentou crescimento significativo, mas as disparidades regionais se mantiveram evidentes. Este cenário é consistente com estudos que discutem a heterogeneidade do agronegócio brasileiro e as condições desiguais de desenvolvimento regional (Belik, 2015).

O Sudeste consolidou sua posição como principal polo produtivo, pois a essa região concentra a maior parcela de produtores tendo o estado de São Paulo com 56% na participação da produção do setor, destacando-se pela alta produtividade e pelos preços mais elevados das mercadorias, em comparação com outros estados. Além disso, o fácil acesso a fornecedores, investimentos em tecnologia, maior capacitação, forte espírito de cooperativismo e associativismo, e melhor acesso ao mercado são fatores que contribuem para esse desempenho positivo (Olivera et al., 2021).

A região Sul destacou-se pelo crescimento homogêneo e sua menor variabilidade interna demonstra uma estrutura consolidada e estável. Segundo o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada [IPEA], 2019 essa estabilidade pode ser explicada pela presença de cooperativas e pela maior oferta em assistência técnica e padronização nas práticas agrícolas, que promovem uma produção mais uniforme e estruturada, favorecendo o crescimento sustentável do setor.

As regiões Norte e Nordeste ainda enfrentam desafios estruturais consideráveis e diversas barreiras ao desenvolvimento, resultando em progressos limitados devido à baixa escala produtiva e à elevada desigualdade. Segundo estudos como o de Lima et al., 2022 o baixo

nível de modernização dessas regiões pode ser atribuído a fatores como questões ambientais, especialmente a seca, deficiências na infraestrutura logística, atraso tecnológico e dificuldades no acesso a crédito e assistência técnica.

O Centro-Oeste manteve um perfil estável ao longo do período analisado, com sutil aumento no número de estabelecimentos e predominância de propriedades de médio porte. Conforme identificado por Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada [IPEA], 2020, esse crescimento está relacionado à ampliação das áreas cultiváveis e à concentração em grandes culturas, no entanto enfrenta desafios significativos, como a falta de diversificação e infraestrutura adequada.

### **Função Cobb-Douglas para análise de produtividade no setor de flores e plantas ornamentais**

O modelo econométrico estimado, conforme especificado na Metodologia, segue a forma log-linear da função de produção Cobb-Douglas, sendo definido como apresentado na Equação (3):

$$\ln(valorvenda_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln(areait) + \beta_2 \ln(n_{estabit}) + \mu_{it} \quad (3)$$

Em que:  $\ln(valorvenda_{it})$  é o logaritmo natural do valor de vendas de flores e plantas ornamentais;  $\ln(areait)$  é o logaritmo natural da área cultivada e;  $\ln(n_{estabit})$  é o logaritmo natural do número de estabelecimentos.

Foram estimados seis modelos: Mínimos Quadrados Ordinários Ponderado [POLS\_rob], Between Estimator [BE], Efeitos Fixos [FE], Efeitos Fixos Robustos [FE\_rob] para corrigir problemas como heterocedasticidade e autocorrelação nos resíduos Efeitos Aleatórios [RE] e Efeitos Aleatórios Robustos [RE\_rob] em que os erros-padrão são ajustados para serem robustos à heterocedasticidade e/ou autocorrelação. Os coeficientes estimados e suas respectivas significâncias estatísticas estão apresentados na Tabela 4.

Tabela 4. Comparação de Estimativas: Mínimos Quadrados Ordinários, Efeitos Entre Grupos, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios

Variáveis	POLS_ro b	BE	FE	FE_rob	RE	RE_rob
Lnarea	0,0558	0,7802*	-0,2973	-0,2973*	-0,1682	-0,1682*
Lnn_estab	1,2911** *	0,5958	1,7667** *	1,7667** *	1,5297** *	1,5297** *
constante	8,3895** *	6,9484***	8,4794** *	8,4794** *	8,7293** *	8,7293** *
N	48	48	48	48	48	48
$R^2$	0,7598	0,8217	0,6894	0,6894		
$R^2_\alpha$		0,6891	0,7367	0,7367	0,7494	0,7494
$R^2_\beta$		0,8217	0,7427	0,7581	0,7427	0,7581
$R^2_w$		0,4839	0,6894	0,6894	0,6795	0,6795
F	56,6176	48,4057	24,4250	42,2050		
$\chi^2$					120,4943	159,5384

Fonte: Resultados originais da pesquisa, 2025.

Nota: \*  $p < 0.05$ ; \*\*  $p < 0.01$ ; \*\*\*  $p < 0.001$

Os resultados indicam que a variável logaritmo natural do número de estabelecimentos [lnn\_estab] apresenta um coeficiente altamente significativo ( $p < 0,001$ ) em todos os modelos, variando entre 0,595 (BE) e 1,767 (FE). Isso sugere que um aumento no número de estabelecimentos está associado a um impacto positivo substancial na variável dependente, independentemente da especificação do modelo adotado.

A variável logaritmo natural da área [lnarea] apresenta resultados contrastantes entre os modelos. No modelo BE, seu coeficiente é positivo e significativo (0,780,  $p < 0,05$ ), indicando uma relação positiva entre a área e a variável dependente. No entanto, nos modelos FE\_rob e RE\_rob, o coeficiente se torna negativo e significativo (-0,297 e -0,168, respectivamente,  $p < 0,05$ ), sugerindo que, ao controlar por efeitos fixos e aleatórios, a relação entre área e a variável dependente pode ser negativa.

Os coeficientes de determinação [ $R^2$ ] mostram diferenças relevantes entre os modelos. O modelo BE apresenta o maior  $R^2$  total (0,822), sugerindo que ele explica melhor a variabilidade total da variável dependente. Por outro lado, os modelos FE apresentam  $R^2$  dentro em torno de 0,689, indicando um bom ajuste para a variação dentro das unidades individuais. Os modelos de efeitos aleatórios também apresentam valores razoáveis de ajuste ( $R^2_\alpha$  de 0,749 e  $R^2_\beta$  de 0,758 para RE\_rob).

Os testes de significância global também confirmam a relevância dos modelos. O teste F nos modelos POLS\_rob, BE e FE indica que as variáveis explicativas são estatisticamente

significativas no ajuste do modelo. No caso dos modelos de efeitos aleatórios, o teste qui-quadrado também é significativo ( $\chi^2 = 120,4943$  para RE e  $159,5384$  para RE\_rob), reforçando a validade desses modelos.

Para determinar a especificação mais apropriada, foi realizado o teste de Hausman, que compara os modelos de efeitos fixos e aleatórios e encontra-se na Tabela 5. O resultado foi significativo ( $\chi^2 = 7,28$ ,  $p = 0,0262$ ), rejeitando a hipótese nula de que os efeitos aleatórios são eficientes. Isso indica que os efeitos fixos são preferíveis, pois fornecem estimativas consistentes mesmo na presença de correlação entre os efeitos individuais e as variáveis explicativas. Portanto, os modelos FE e FE\_rob são os mais adequados para a análise.

Tabela 5. Resultado do Teste de Hausman

Variável	Coefficiente (FE)	Coefficiente (RE)	Diferença (b-B)	Erro-padrão
lnarea	-0,2974	-0,1682	-0,1291	0,1256
lnn_estab	1,7667	1,5298	0,2370	0,3711
Qui-quadrado ( $\chi^2$ )	7,28		p-valor	0,0262

Fonte: Resultados originais da pesquisa.

A escolha do modelo adequado tem implicações importantes para a interpretação dos resultados. O modelo de efeitos fixos controla para heterogeneidade inobservável entre as unidades amostrais, proporcionando estimativas mais robustas quando existe correlação entre os efeitos individuais e as variáveis explicativas. Assim, com base no teste de Hausman, os resultados subsequentes serão interpretados a partir do modelo de Efeitos Fixos Robustos.

Além disso, o modelo robusto (FE\_rob) é recomendado em caso de heterocedasticidade ou autocorrelação. Como os modelos robustos apresentaram resultados semelhantes aos seus equivalentes não robustos, recomenda-se a utilização deles para corrigir possíveis problemas de heterocedasticidade.

A Tabela 6 apresenta os resultados da regressão FE\_rob. Método que controla a heterogeneidade não observada dentro de cada unidade do painel. O modelo explica aproximadamente 69% da variação dentro dos grupos ( $R^2_{\text{within}} = 0.6895$ ), 74% da variação entre os grupos ( $R^2_{\text{between}} = 0.7427$ ) e 73% da variabilidade total ( $R^2_{\text{overall}} = 0.7367$ ). O teste F indica que o modelo é estatisticamente significativo ( $F(2,23) = 42,21, p < 0,000p < 0,000p < 0,000$ ), reforçando a adequação da especificação escolhida.

Tabela 6. Estimativas do Modelo de Efeitos Fixos com Erros Robustos

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor p	Intervalo de Confiança (95%)
lnarea	-0,2974	0,1372	-2,17	0,0410	[-0,5812, -0,0135]
lnn_estab	1,7667	0,3275	5,39	0,0000	[1,0892, 2,4443]
Constante	8,4794	0,7456	11,37	0,0000	[6,9371, 10,0218]

Fonte: Resultados originais da pesquisa.

Os coeficientes estimados mostram que a variável lnn\_estab (log do número de estabelecimentos) apresenta um impacto positivo e altamente significativo sobre lnvalorvenda ( $\beta = 1,7667, p < 0,001$ ), sugerindo que um aumento no número de estabelecimentos está associado a um crescimento substancial no valor de venda. Esse resultado pode ser explicado pelo aumento da especialização, troca de conhecimento e melhor estrutura de mercado entre produtores da mesma região, conforme analisado por Perobelli et al. (2007). Isso também foi observado no estudo de Scherer e Porsse (2017), que analisaram o setor no Brasil.

Por outro lado, a variável lnarea (log da área) exibe um coeficiente negativo e significativo ( $\beta = -0.2973, p = 0.041$ ), indicando que, ao controlar por efeitos fixos, um aumento na área está associado a uma redução no valor de venda. Esse resultado sugere que fatores não observados, fixos ao longo do tempo dentro das unidades analisadas, podem estar influenciando essa relação, apontando para possíveis ganhos de escala ineficientes ou para a presença de áreas menos produtivas.

Segundo o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada [IPEA], (2019), tal situação pode ser atribuída a possíveis ineficiências técnicas, à subutilização da capacidade produtiva ou à incorporação de parcelas com produtividade marginal decrescente. Tais resultados reforçam a importância de se considerar a estrutura organizacional e gerencial das propriedades, uma vez que áreas maiores podem apresentar desafios adicionais de manejo e logística, impactando negativamente a produtividade total (Leão et al., 2022).

O valor de rho ( $\rho = 0.769$ ) indica que cerca de 77% da variabilidade total do modelo é explicada por diferenças entre as unidades do painel, o que reforça a importância de considerar efeitos individuais fixos na modelagem. Assim, os resultados confirmam a robustez do modelo de efeitos fixos na análise proposta. Tal valor sinaliza forte heterogeneidade entre os produtores, o que é compatível com a natureza diversificada e segmentada da cadeia produtiva de flores e plantas ornamentais no Brasil (CEPEA e IBRAFLO, 2023).

### Considerações Finais

Ao longo deste trabalho, buscou-se compreender a produtividade no setor de flores e plantas ornamentais com base em modelos econométricos, especialmente por meio da aplicação da função de produção Cobb-Douglas. A escolha desse modelo se mostrou adequada, pois permitiu analisar de forma objetiva a relação entre os fatores produtivos como valor de venda, número de estabelecimentos e área cultivada e a produção final do setor.

Os resultados encontrados apontam para uma significativa heterogeneidade entre os produtores, o que é compatível com a natureza fragmentada e diversificada da cadeia produtiva no Brasil. Além disso, foi possível observar indícios de retornos decrescentes à escala, especialmente relacionados à área cultivada, o que pode estar ligado a desafios de manejo e organização das propriedades.

Tais resultados reforçam a relevância de se ampliar a análise para além dos fatores físicos de produção, incorporando dimensões relacionadas à gestão e à estrutura organizacional das propriedades. Em contextos nos quais a eficiência técnica ainda não é plenamente alcançada e a ampliação da escala produtiva não resulta, necessariamente, em maior produtividade, torna-se fundamental a formulação de estratégias setoriais voltadas à qualificação técnica e gerencial, de modo a promover ganhos de eficiência e sustentabilidade no setor. Assim, acredita-se que este trabalho contribui para o debate sobre a produtividade no setor de flores e plantas ornamentais e reforça a necessidade de um olhar mais analítico e estratégico sobre sua gestão produtiva.

### Referências

Babbie, E. (2003). *Métodos de pesquisa de survey* (2a ed.). UFMG.

[https://edisciplinas.usp.br/pluginfile.php/321802/mod\\_resource/content/1/BABBIE\\_ca ps%2013%20e%2014.pdf](https://edisciplinas.usp.br/pluginfile.php/321802/mod_resource/content/1/BABBIE_ca ps%2013%20e%2014.pdf)



- Belik, W. (2015). A heterogeneidade e suas implicações para as políticas públicas no rural brasileiro. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 53(1), 9–30.  
<https://doi.org/10.1590/1234-56781806-9479005301001>
- Brainer, M. S. C. P. (2019). *Flores e plantas ornamentais* (4a ed.). Caderno Setorial Etene. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada [CEPEA] & Instituto Brasileiro de Floricultura [IBRAFLOR]. (2023). *Cadeia de flores e plantas ornamentais brasileira – PIB e empregos 2017-2022*.  
<https://cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/Relat%C3%B3rio%20Flores%20e%20plantas%20ornamentais%20-%202017-2022.pdf>
- Corbin, A. (2001). Country specific effect in the Feldstein–Horioka paradox: A panel data analysis. *Economics Letters*, 72(3), 297–302.
- Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária [EMBRAPA]. (2005). *O setor produtivo de flores e plantas ornamentais nos Coredes Sul e Centro-Sul do Rio Grande do Sul*.  
<https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/handle/doc/744874>
- Felema, J., & Spolador, H. (2023). Decomposição espacial do crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) da agropecuária brasileira. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 61(3), e260708.
- Ferreira, T., Pêgo, R., Silva, K., Xavier, M., & Carmo, M. (2023). Efeitos do paclobutrazol na produção e qualidade de pimenteiros de vaso com potencial ornamental. *Delos Desarrollo*, 16(44), 1382–1401.
- Galeano, E., & Feijo, C. (2010). Determinantes do crescimento econômico desigual entre as regiões brasileiras: Uma avaliação da produtividade, da inovação e do gap tecnológico nos anos 1990 e 2000. *Nexos Econômicos*, 4(2), 85–118.
- Greene, W. H. (2000). *Econometric analysis* (4a ed.). Prentice Hall.
- Brazilian Journal Agroecology and Sustainability*, v. 7, n. 1, ISSN 2675- 1712

- Instituto Brasileiro de Floricultura [IBRAFLOR]. (2015). *Mapeamento e quantificação da cadeia de flores e plantas ornamentais do Brasil*.  
[https://www.ibraflor.com.br/files/ugd/b3d028\\_021591d828b1420d9db98c730ad85e2a.pdf](https://www.ibraflor.com.br/files/ugd/b3d028_021591d828b1420d9db98c730ad85e2a.pdf)
- Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada [IPEA]. (2019). *Diagnóstico e desafios da agricultura brasileira*. <https://dea.ufc.br/wp-content/uploads/2019/11/diagnostico-e-desafios-da-agricultura-brasileira.pdf>
- Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada [IPEA]. (2019). *Crescimento agrícola, eficiência técnica e sustentabilidade ambiental*.  
[https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/9099/1/td\\_2445.pdf](https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/9099/1/td_2445.pdf)
- Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada [IPEA]. (2020). *Uma jornada pelos contrastes do Brasil: Cem anos do Censo Agropecuário*.  
[https://portalantigo.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com\\_content&view=article&id=37147](https://portalantigo.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=37147)
- Johnston, J., & DiNardo, J. (2001). *Econometric methods* (4a ed.). McGraw-Hill.
- Junqueira, A. H., & Peetz, M. S. (2008). Mercado interno para os produtos da floricultura brasileira: Características, tendências e importância socioeconômica recente. *Revista Brasileira de Horticultura Ornamental*, 14, 37–52.
- Junqueira, A. H., & Peetz, M. S. (2014). O setor produtivo de flores e plantas ornamentais do Brasil no período de 2008 a 2013: Atualizações, balanços e perspectivas. *Revista Brasileira de Horticultura Ornamental*, 20(1), 115–120.
- Leão, C., Fernandes, G. G., Leão, H. R., Paula, M. C., & Santos, L. L. (2022). Análise de eficiência na utilização dos fatores de produção agropecuária na região Centro-Oeste do Brasil. *Revista Gestão e Secretariado*, 13(3), 1924–1939.

- Lima, G. C., Campos, K. C., & Alves, A. G. M. (2022). Índice de modernização agrícola na região Nordeste. *Interações*, 23(2), 347–362.
- Marques, R. W. C., & Caixeta Filho, J. V. (2003). Avaliação da sazonalidade do mercado de flores e plantas ornamentais no Estado de São Paulo. *Revista Brasileira de Horticultura Ornamental*, 9(2), 143–160.
- Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento [MAPA]. (2007). *Cadeias produtivas de flores e mel*. <https://repositorio-dspace.agricultura.gov.br/bitstream/1/501/1/BR0704927.pdf>
- Muraro, D., Cuquel, F. L., & Negrelle, R. R. B. (2019). Influência das instituições públicas no desenvolvimento do setor produtivo de plantas ornamentais no Paraná. *Revista Americana de Empreendedorismo e Inovação*, 1(1), 32–38.
- Oliveira, C. B., Nascimento, T. R., Silva, R. G. R., & Lopes, I. C. (2021). A cadeia produtiva de flores e plantas ornamentais no Brasil: Uma revisão sobre o seguimento. *Revista Livre de Sustentabilidade e Empreendedorismo*, 6(2), 180–200.
- Ouyang, F., & Yang, T. T. (2024). Semiparametric estimation of dynamic binary choice panel data models. *Econometric Theory*, 1. 41(4), 907–946.  
<https://doi.org/10.1017/s0266466624000057>
- Perobelli, F. S., Almeida, E. S., Alvim, M. I. S. A., & Ferreira, P. G. C. (2007). Produtividade do setor agrícola brasileiro (1991-2003): Uma análise espacial. *Nova Economia*, 17(1), 65–91.
- Pierog, A. M. (2016). *Produção de flores e plantas ornamentais* [Trabalho de conclusão de curso, Universidade Federal do Rio Grande do Sul].

- Purnomo, R. N. (2020). Analisis pengaruh keterbukaan ekonomi terhadap pertumbuhan ekonomi (Studi Kasus: ASEAN Tahun 2007–2017). *Jurnal Dinamika Ekonomi Pembangunan*, 2(2), 20–35.
- Sabourin, E., Rodrigues, J. A., & Caron, P. (2021). Interação entre políticas públicas e dinâmicas locais da agricultura familiar no Território do Portal da Amazônia - Mato Grosso. *Redes: Revista de Desenvolvimento Regional*, 26, 1–29.
- Scherer, C. E. M., & Porsse, A. A. (2017). Eficiência produtiva regional da agricultura brasileira: Uma análise de fronteira estocástica. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 55(2), 389–410.
- Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas [SEBRAE]. (s.d.). *Flores e plantas ornamentais no Brasil: Série estudos mercadológicos*.  
[https://www.google.com/search?q=https://bibliotecas.sebrae.com.br/chronus/ARQUIVOS\\_CHRONUS/bds/bds.nsf/7ed114f4eace9ea970dadf63bc8baa29/\\$File/5518.pdf](https://www.google.com/search?q=https://bibliotecas.sebrae.com.br/chronus/ARQUIVOS_CHRONUS/bds/bds.nsf/7ed114f4eace9ea970dadf63bc8baa29/$File/5518.pdf)
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2a ed.). MIT Press. <https://ipcig.org/evaluation/apoio/Wooldridge%20-%20Cross-section%20and%20Panel%20Data.pdf>
- Zhang, Y., & Sharon, C. P. Y. (2023). The influence of firm size and institutional environment on ESG disclosure: Evidence from listed companies in China. *Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences*, 12(2), 130–142.