REVISTA DE GESTÃO E SECRETARIADO
MANAGEMENT AND ADMINISTRATIVE PROFESSIONAL REVIEW
ISSN: 2178-9010

Revista GeSec
São Paulo, SP, Brasil
v. 14, n.3, p. 2912-2937,
2023

DOI: http://doi.org/10.7769/gesec.v14i3.1762

Importância da agricultura familiar na agropecuária baiana: uma análise de regressão múltipla multivariada

The importance of familiar agriculture on bahian agriculture and livestock production: a multivariate multiple regression analysis

Paulo Nazareno Alves Almeida[1]
Mayara das Neves Cruz[2]

Resumo

Este artigo tem como objetivo verificar a importância da agropecuária familiar na produção agropecuária baiana, comparativamente à agropecuária patronal. Pretende-se estimar funções de produção para os segmentos produtivos familiar e patronal, por análise de regressão múltipla multivariada, para obter as elasticidades de produção para avaliar os impactos dos fatores de produção sobre o valor bruto da produção. A análise comparativa entre os segmentos familiar e patronal também foi feita por meio de análise tabular. Os dados utilizados foram obtidos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), mais especificamente, do Censo Agropecuário de 2017. Observou-se grande heterogeneidade nas condições de produção entre e dentro de cada segmento. Foram verificadas diferenças estatisticamente significativas entre os segmentos produtivos e a variável relacionado às despesas de produção foi a que apresentou o maior impacto sobre a quantidade produzida. A agropecuária familiar fez uso do insumo trabalho em maior intensidade, enquanto a patronal foi mais intensiva em capital. A agropecuária familiar mostrou-se importante para a agropecuária baiana, contudo, alguns índices de produtividade ainda são baixos.

[1] Doutor em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP), Departamento de Ciências Sociais Aplicadas - Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS), Av. Transnordestina, s/n, Feira de Santana, Novo Horizonte - BA, CEP: 44036-900.
E-mail: pauloalmeida@uefs.br Orcid: https://orcid.org/0000-0003-3627-3863
[2] Bacharel em Engenharia Agronômica pela Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS), Av. Transnordestina, s/n, Feira de Santana, Novo Horizonte - BA, CEP: 44036-900.
E-mail: mayara-tuxa@hotmail.com

Palavras-chave: Agricultura Familiar. Pronaf. Produção. Agropecuária.

Abstract

This article aims to verify the importance of family farming in agriculture and livestock Bahian production, compared to entrepreneurial farming. It is intended to estimate production functions for family and entrepreneurial farming, by multivariate multiple regression models, to obtain the elasticities of production to evaluate the impacts of production factors on the production gross value. Comparative analysis between familiar and entrepreneurial farming was also performed using tabular analysis. The data used were gathered from the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), more specifically, from the 2017 Agricultural and Livestock Census. There is a large diversity upon production conditions into and between groups. Were verified statistically significant differences between productive groups, as well as the variable production expenses was the most shocking on production. The family farming has used labor force in major intensity, while entrepreneurial farming was more intensive in capital. The family farming has shown huge importance to Bahian agriculture and livestock farming, nevertheless, some productive indexes were kept in low levels.

Keywords: Family Farming. Pronaf. Production. Agriculture and Livestock.

Introdução

A agricultura familiar[3] é um espaço complexo e diverso, historicamente impresso como um símbolo de oposição à produção não-familiar, doravante denominada patronal, dotada de mais tecnologia e recursos produtivos, cujos produtos são destinados, em grande parte, à industrialização e exportação, como o algodão e a soja, enquanto a agropecuária familiar, principalmente a nordestina é estigmatizada como um segmento produtivo atrasado, com baixa dotação de capital e pequena capacidade de investimento, com baixa escala de produção, cujos produtos produzidos são destinados, em sua maioria ao abastecimento do mercado interno.

[3] Embora o termo agricultura familiar tenha se consolidado, salienta-se que se constitui em erro conceitual, visto que agricultura se refere exclusivamente à produção vegetal, portanto, a nomenclatura ideal seria agropecuária familiar, pois envolveria a agricultura e a pecuária. A mudança na nomenclatura ainda não iria definir o segmento de forma ampla, pois a lei que define o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) envolve o empreendimento familiar rural, o que pode envolver atividade rural não agrícola, como o artesanato. A despeito das imprecisões conceituais, optou-se, neste trabalho, pelo uso da terminologia agropecuária familiar.

Observa-se também condições díspares em relação ao uso da terra, pois existem muitos pequenos estabelecimentos agropecuários, em sua maioria familiares, que detém pequena extensão de área agricultável, enquanto há poucos grandes estabelecimentos agropecuários ocupando vastas extensões de área destinadas à produção agropecuária.

Perante essas diferenças marcantes entre a agropecuária familiar e a patronal, pretende-se verificar a importância da agropecuária familiar baiana na produção agropecuária, comparativamente à agropecuária patronal. Utilizou-se análise tabular e teste de médias para mostrar as magnitudes produtivas e do uso dos fatores de produção utilizados em ambos os segmentos. Foram estimadas funções de produção Cobb-Douglas por meio de análise de regressão múltipla multivariada para obter as elasticidades de produção da agropecuária familiar e patronal, bem como para verificar a estabilidade estrutural entre esses segmentos produtivos. Os dados utilizados foram obtidos do censo agropecuário de 2017, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Além dessa introdução, o trabalho aborda na segunda e na terceira seção os aspectos conceituais e históricos e da inserção produtiva da agropecuária familiar no Brasil. A quarta seção traz a metodologia referente à estimativa da função de produção da agropecuária familiar baiana, enquanto os resultados e a discussão do trabalho estão retratados no quinto capítulo e, por fim, as conclusões estão na sexta seção.

Agropecuária Familiar: Definições e Importância

O histórico da agropecuária familiar no Brasil guarda relações históricas com a agricultura camponesa e com a agricultura de subsistência. Este importante segmento produtivo sempre foi preterido em relação aos grandes estabelecimentos agropecuários e sua presença era marginal ao longo do desenvolvimento da agropecuária no Brasil, contudo, este segmento foi ganhando força e notoriedade por produzir, basicamente, produtos alimentícios que eram destinados ao abastecimento interno, ao contrário dos grandes estabelecimentos que eram voltados à produção de produtos exportáveis e industrializáveis, como a cana-de-açúcar, o café e o algodão e, mais recentemente, a soja.

Segundo o IBGE (2019), em termos de valor da produção, a agropecuária familiar foi responsável pela produção de 80% da raiz de mandioca, 69% do abacaxi, 48% do café e da banana e 42% do feijão. Toda a cadeia da horticultura é proveniente de pequenas propriedades, principalmente daquelas localizadas nos chamados cinturões verdes, ao redor dos grandes

centros urbanos e regiões metropolitanas. Em relação à pecuária, a agropecuária familiar detém 31% do rebanho bovino, 70% do caprino, 57% do ovino, 51% do suíno e 46% das aves.

A ONU (2014) destacou a importância da agricultura familiar no mundo e seu papel na produção de alimento. Segundo o órgão, 80% dos alimentos consumidos no mundo são provenientes da agricultura familiar. Em relação ao Brasil, a ONU estimou que a produção familiar foi responsável pela produção interna de 87% da raiz de mandioca, 70% do feijão, 58% da produção de leite, 50% das aves e 46% da produção de milho. Ainda segundo a ONU (2014), se fosse contabilizada apenas a produção familiar brasileira, o país ainda seria o oitavo maior produtor mundial de alimentos.

A principal política pública de fomento à agropecuária familiar foi instituída em 1995 por meio da Resolução do Conselho Monetário Nacional (CMN)/Banco Central do Brasil (BCB) Nº 2.191, em que institui o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) no âmbito do crédito rural, concedendo apoio financeiro às atividades agropecuárias familiares. Outras resoluções sobre esse segmento foram instituídas e somente em 2006, por meio da Lei Nº 11.326, é que foram estabelecidas as diretrizes para a formulação da Política Nacional da Agricultura Familiar e Empreendimentos Familiares Rurais. Observa-se nesta lei os quesitos para classificar um produtor como agricultor familiar e empreendedor familiar rural. Os requisitos são:

I. não deter, a qualquer título, área maior do que quatro módulos fiscais;
II. utilize predominantemente mão de obra da própria família nas atividades econômicas do seu estabelecimento ou empreendimento;
III. tenha renda familiar predominantemente originada de atividades econômicas vinculadas ao próprio estabelecimento ou empreendimento;
IV. dirija seu estabelecimento ou empreendimento com sua família.

Schneider e Niedler (2008, p.992) destacaram que o sistema de produção familiar, é centrado no trabalho feito pela família, havendo interação entre as atividades agrícolas e não agrícolas, como o artesanato, elevando a renda familiar.

Os estabelecimentos ou empreendimentos rurais que não se enquadram nesses quesitos são classificados como agricultura não familiar. Segundo Guanziroli, Buainain e Di Sabbato (2012) pode-se enfatizar que embora a agricultura familiar no Brasil seja muito importante e que empregue grande contingente de pessoas, destaca-se que o baixo nível de escolaridade, bem como as precárias condições de infraestrutura e instabilidade de produção e renda, configuram cenários de pobreza. Não obstante, Brose (1999) afirmou que a agricultura familiar é um segmento gerador de riqueza, emprego e renda, e que pode ser atenuador da

migração da mão de obra para os centros urbanos.

Não obstante a pujança da agropecuária familiar brasileira, este segmento produtivo está imerso em grande heterogeneidade de condições de produção. A agropecuária familiar das regiões Nordeste e Sul são as de maior destaque, contudo, elas são caracterizadas de formas distintas. A agropecuária familiar da região Sul do país é retratada como um segmento que atua próximo às agroindústrias e dos mercados consumidores, que apresenta maior nível tecnológico de produção e os produtores obtêm maior nível de renda do estabelecimento, ou empreendimento rural. A agropecuária familiar da região Nordeste é estigmatizada como um setor atrasado, com baixo nível tecnológico, baixos níveis de produção e de renda, está afastado das agroindústrias e dos grandes centros consumidores, com produção de subsistência e comercialização dos excedentes. Contudo, esse quadro vem passando por transformações, tem-se percebido, nos últimos anos, maior proximidade da agricultura familiar com a agroindústria e com o mercado. Percebe-se maior nível tecnológico, melhores condições de produção e de vida para a população campestre. Este novo cenário resultou em melhoria de renda e das condições sociais dos agricultores familiares da região Nordeste, no entanto, ainda há muito a se conquistar, pois esta população ainda se depara com problemas estruturais, como pobreza rural, infraestrutura deficiente e poucos canais de comercialização.

2.1 Panorama da Agropecuária Familiar na Bahia

Após essa síntese sobre a definição e a importância da agropecuária familiar, tem-se, nesta seção, uma abordagem comparativa entre a agropecuária familiar e a patronal na Bahia, o principal representante deste segmento no Nordeste brasileiro.

Antes de apresentar os números referentes à agropecuária familiar na Bahia, vale destacar que, segundo o censo agropecuário de 2017, aproximadamente 77% dos estabelecimentos agropecuários brasileiros são familiares, tendo as regiões Norte, Nordeste e Sul com os maiores percentuais de estabelecimentos familiares em relação ao total de cada região.

A região Nordeste é a que detém o maior número de estabelecimentos agropecuários no Brasil, tanto em relação ao total, quanto em relação ao total dos estabelecimentos familiares, ou seja, detém 45,78% dos estabelecimentos agropecuários totais e detém 47,18% dos estabelecimentos familiares brasileiros. Destaca-se nessa região o Estado da Bahia como o estado com o maior percentual de estabelecimentos totais e familiares do país, com 15,04% e 15,23%, respectivamente.

Em relação à área agricultável a agricultura familiar ocupa 23% da área, mesmo detendo quase 77% dos estabelecimentos. A maior área ocupada pela agropecuária está na região Centro-Oeste, justamente a região em que há menor proporção dos estabelecimentos familiares e da área ocupada por esta, que não chega a 10% do total da região. A agricultura familiar da região Nordeste foi a que ocupou o maior percentual da área da região, ou seja, a agricultura familiar ocupou 36,6% da área desta região.

Em relação ao nível de capital aplicado na agropecuária, tendo como "proxy" o número de tratores da região, percebe-se, que a maior parte do capital está na agricultura patronal, exceto na região Sul, em que 62,74% dos tratores são encontrados na agricultura familiar. Cerca de 32% dos tratores da região Nordeste é que se encontram na agricultura familiar. Isso é um demonstrativo do menor nível tecnológico adotado na região Nordeste, que supera apenas a região Norte. O menor percentual de tratores da agricultura familiar está no Centro-Oeste, detendo 19,5% dos tratores da região, mas mesmo assim, é superior ao quantitativo dos tratores da agricultura familiar da região Nordeste.

A agricultura familiar foi responsável por 23% do valor da produção agropecuária no Brasil, ou seja, a cada R$ 5,00 produzidos, R$ 1,15 foi produzido pela agricultura familiar. As regiões que apresentaram maior destaque foram o Norte e o Sul, cuja produção familiar local foi de 36,2% e 35,99%, respectivamente. Contudo, em valores absolutos, o valor da produção da agricultura familiar sulista foi o mais alto entre as grandes regiões geográficas brasileiras. Analisando-se toda a agropecuária, percebe-se que as regiões maiores produtoras foram o Sudeste, o Centro-Oeste e o Sul.

Em relação ao pessoal ocupado na agropecuária brasileira, 67% das pessoas estão ocupadas na agropecuária familiar, sendo que as regiões Norte e Nordeste foram as que apresentaram os maiores percentuais de ocupação de mão de obra familiar, com 77,74% e 73,84%, respectivamente. A região Sul ficou um pouco atrás, com 69,05% da mão de obra familiar no setor agropecuário.

A agropecuária familiar por dispor de menos recursos e de menor nível tecnológico, foi responsável por apenas 19% das despesas agropecuárias, ou seja, para cada R$ 5,00 gastos, apenas R$ 0,95 foram gastos pela agricultura familiar. Mais uma vez, o segmento familiar da região Sul foi o que mais gastou em insumos produtivos no Brasil. Esse aspecto não surpreende, justamente porque a agropecuária familiar desta região é a mais desenvolvida do país e é a que apresenta maiores e melhores conexões com a agroindústria e com o mercado consumidor, ou seja, é a maior região produtora da agricultura familiar e a que apresenta o melhor nível tecnológico.

Após essa breve abordagem sobre a importância da agropecuária familiar na agropecuária brasileira, inicia-se a abordagem sobre a importância da agropecuária familiar baiana na agropecuária da Bahia. Conforme a Tabela 1, tem-se que 78% dos estabelecimentos agropecuários são familiares, sendo que o maior percentual de estabelecimentos familiares é encontrado na mesorregião do Vale São Franciscano da Bahia, importante polo de fruticultura do estado. Em números absolutos, a mesorregião do Centro Sul Baiano é onde se encontra o maior número de estabelecimentos familiares da Bahia.

Mesorregiões	Familiar	Patronal	Total	% familiar
Extremo Oeste Baiano (EOB)	31.921	9.434	41.355	77,19
Vale São Franciscano da Bahia (VSFB)	59.964	12.982	72.946	82,20
Centro Norte Baiano (CNB)	117.483	36.922	154.405	76,09
Nordeste Baiano (NB)	121.170	34.559	155.729	77,81
Metropolitana de Salvador (MS)	33.309	8.688	41.997	79,31
Centro Sul Baiano (CSB)	168.265	46.886	215.151	78,21
Sul Baiano (SB)	61.299	19.966	81.265	75,43
Bahia	**593.411**	**169.437**	**762.848**	**77,79**

Tabela 1 - Número de estabelecimentos da agropecuária familiar e patronal nas mesorregiões baianas em 2017
Fonte: IBGE (2009). Elaborado pelos autores.

A Tabela 2 mostra que 32,15% da área agricultável na Bahia é familiar, cujo tamanho médio do estabelecimento familiar é de 15ha, enquanto a área média do estabelecimento patronal é de 112ha. Conforme a Lei Nº 11.326/2006, um estabelecimento familiar deve ter no máximo 4 módulos fiscais e o módulo fiscal é definido pelo poder municipal, portanto, há considerável variação entre os municípios brasileiros. A média do tamanho do módulo fiscal na Bahia foi de 46,75ha, ou seja, a área média da agricultura familiar foi 67,5% inferior à média de um módulo fiscal.

Mesorregiões	Familiar	Média	Patronal	Média	Total	Média	% fam
EOB	890.440	27,90	6.065.946	642,99	6.956.386	168,21	12,80
VSFB	1.406.470	23,46	1.670.201	128,66	3.076.671	42,18	45,71
CNB	1.642.449	13,98	2.378.054	64,41	4.020.503	26,04	40,85
NB	1.381.891	11,40	1.737.713	50,28	3.119.604	20,03	44,30
MS	145.582	4,37	339.723	39,10	485.305	11,56	30,00
CSB	2.696.366	16,02	3.765.724	80,32	6.462.089	30,04	41,73
SB	845.946	13,80	3.054.355	152,98	3.900.301	47,99	21,69
Bahia	**9.009.144**	**15,18**	**19.011.716**	**112,21**	**28.020.859**	**36,73**	**32,15**

Tabela 2 - Área ocupada (ha) pelos estabelecimentos agropecuários familiares e patronais na Bahia em 2017
Fonte: IBGE (2009). Elaborado pelos autores.

A diminuta área média do estabelecimento familiar baiano pode ser um entrave para a exploração de atividades que demandam uso extensivo de terra, como pecuária extensiva de

corte, algodão e até mesmo grãos, devido à ineficiência de escala. Em áreas diminutas, o produtor deve procurar uma atividade que possibilite maior valor da produção por hectare, como hortaliças, fruticultura, criação de pequenos animais, sempre procurando explorar as potencialidades locais, bem como procurar diversificar as atividades produtivas, sem pulverizar demasiadamente para não se deparar com problemas de escala.

Conforme esperado, a mesorregião do Extremo Oeste Baiano foi a que apresentou a maior área média por estabelecimento no estado, bem como a maior diferença entre as áreas médias dos estabelecimentos patronais e familiares, reflexo da estrutura agrária daquela região.

O valor da produção agropecuária da Bahia está exposto na Tabela 3. Percebe-se que a agropecuária familiar produziu, aproximadamente, 25% do valor da produção agropecuária do estado, ou seja, de cada R$ 4,00 produzidos pela agropecuária, R$ 1,00 foi produzido pela familiar. A mesorregião do Centro Sul Baiano foi a maior produtora da agropecuária familiar, enquanto o Extremo Oeste Baiano foi o maior produtor da patronal e total, cuja produção correspondeu a 96,63% do total desta mesorregião e 43,49% do valor da produção estadual.

Mesorregiões	Familiar	%	Patronal	%	Total
EOB	308.137,00	3,37	8.837.947,00	96,63	9.146.085
VSFB	553.834,00	33,12	1.118.417,00	66,88	1.672.251
CNB	828.299,00	50,49	812.159,00	49,51	1.640.458
NB	991.325,00	52,16	909.296,00	47,84	1.900.621
MS	261.088,00	50,68	254.114,00	49,32	515.202
CSB	1.333.049,00	50,37	1.313.600,00	49,63	2.646.649
SB	881.693,00	25,13	2.626.222,00	74,87	3.507.915
Bahia	**5.157.426,00**	**24,53**	**15.871.755,00**	**75,47**	**21.029.180,00**

Tabela 3 - Valor da produção (R$ mil) da agropecuária familiar e patronal nas mesorregiões baianas em 2017
Fonte: IBGE (2019). Elaborado pelos autores.

Em relação ao fator de produção capital, verifica-se na Tabela 4 que 68% dos tratores da agropecuária baiana estão em operação na agropecuária patronal e 32% está na familiar, ou seja, praticamente 1 de cada 3 tratores na Bahia está no segmento familiar de produção. A mesorregião do Nordeste Baiano é que tem a maior frota familiar do estado, enquanto o Extremo Oeste Baiano tem a maior frota patronal e total do estado. Há mais tratores na agropecuária familiar das mesorregiões Centro Norte e Nordeste Baiano do que na patronal, contudo não é o que acontece nas outras cinco mesorregiões.

Mesorregiões	Familiar	%	Patronal	%	Total
EOB	703	7,90	8.196	92,10	8.899
VSFB	796	29,69	1.885	70,31	2.681
CNB	3.358	50,79	3.254	49,21	6.612
NB	3.543	53,09	3.130	46,91	6.673
MS	567	43,45	738	56,55	1.305
CSB	2.194	31,08	4.866	68,92	7.060
SB	1.217	22,60	4.168	77,40	5.385
Bahia	**12.378**	**32,05**	**26.237**	**67,95**	**38.615**

Tabela 4 - Número de tratores em operação na agropecuária familiar e patronal das mesorregiões baianas em 2017
Fonte: IBGE (2019). Elaborado pelos autores.

Em relação ao insumo trabalho observa-se na Tabela 5 que 72,31% da mão de obra ocupada na agropecuária baiana está no segmento familiar, destacando-se o Centro Sul Baiano como a região que mais emprega a mão de obra familiar e patronal no estado. Excetuando-se a mesorregião Metropolitana de Salvador, o Extremo Oeste Baiano é o que menos emprega pessoas no setor agropecuário. A agropecuária desta mesorregião é menos intensiva em trabalho e mais intensiva em capital, conforme as Tabelas 4 e 5.

Mesorregiões	Familiar	%	Patronal	%	Total
EOB	90.278	64,87	48.882	35,13	139.160
VSFB	171.737	72,90	63.830	27,10	235.567
CNB	292.142	73,92	103.084	26,08	395.226
NB	311.245	76,34	96.486	23,66	407.731
MS	87.731	76,54	26.894	23,46	114.625
CSB	412.688	74,04	144.726	25,96	557.414
SB	157.105	61,27	99.299	38,73	256.404
Bahia	**1.522.926**	**72,31**	**583.201**	**27,69**	**2.106.127**

Tabela 5 - Número de pessoas ocupadas na agropecuária familiar e patronal das mesorregiões baianas em 2017
Fonte: IBGE (2019). Elaborado pelos autores.

Comparando-se as Tabelas 6 e 7 percebe-se que a agropecuária patronal na Bahia apresentou melhores indicadores de produtividade do que a familiar, exceto na conversão das despesas agropecuárias em valor da produção, visto que a agropecuária familiar produziu R$ 1,66 para cada R$ 1,00 em despesas de produção, enquanto a patronal produziu R$ 1,20 para cada R$ 1,00 em despesas agropecuárias.

A produtividade da terra da agropecuária patronal foi 45,83% superior à produtividade da agropecuária familiar, ocorrendo o mesmo em relação à produtividade do trabalho, mas desta feita, a superioridade da patronal foi de 703,62%, ou seja, a produtividade do trabalho da agricultura patronal foi 8 vezes superior à patronal. Analisando-se a produtividade média do estabelecimento, essa diferença ficou ainda maior, visto que a produtividade do estabelecimento patronal mais que decuplicou a produtividade do estabelecimento familiar.

Fato que reforça as díspares condições de produção desses segmentos. Em suma, verifica-se que a agropecuária familiar é mais intensiva em trabalho e pouco intensiva em capital e que a produtividade do trabalho também é bastante inferior à da agropecuária patronal, que dispõe de maior capital aplicado.

Mesorregiões	VP/área	VP/trab.	VP/estab.	VP/desp.	VP/Cap.	Trab./Cap.
EOB	346,05	3.413,20	9.653,11	1,40	438,32	128,42
VSFB	393,78	3.224,90	9.236,11	1,63	695,77	215,75
CNB	504,31	2.835,26	7.050,37	1,41	246,66	87,00
NB	717,37	3.185,03	8.181,27	1,56	279,80	87,85
MS	1.793,41	2.976,01	7.838,36	1,91	460,47	154,73
CSB	494,39	3.230,16	7.922,32	1,65	607,59	188,10
SB	1.042,26	5.612,13	14.383,48	2,34	724,48	129,09
Bahia	**572,47**	**3.386,52**	**8.691,15**	**1,66**	**416,66**	**123,03**

Tabela 6 - Indicadores de produtividade da agropecuária familiar das mesorregiões baianas em 2017
Fonte: IBGE (2019). Elaborado pelos autores.

Mesorregiões	VP/área	VP/trab.	VP/estab.	VP/desp.	VP/Cap.	Trab./Cap.
EOB	1.456,98	180.801,67	936.818,63	1,22	1.078,32	5,96
VSFB	669,63	17.521,81	86.151,36	0,98	593,32	33,86
CNB	341,52	7.878,61	21.996,61	1,19	249,59	31,68
NB	523,27	9.424,12	26.311,41	1,45	290,51	30,83
MS	748,00	9.448,72	29.248,85	1,17	344,33	36,44
CSB	348,83	9.076,46	28.016,89	1,17	269,95	29,74
SB	859,83	26.447,62	131.534,71	1,24	630,09	23,82
Bahia	**834,84**	**27.214,90**	**93.673,49**	**1,20**	**604,94**	**22,23**

Tabela 7 - Indicadores de produtividade da agropecuária patronal das mesorregiões baianas em 2017
Fonte: IBGE (2019). Elaborado pelos autores.

Esforços devem ser conduzidos no sentido de melhorar as condições de produção da agropecuária familiar, promovendo a aproximação destas aos centros consumidores e às agroindústrias, melhorando o capital humano, impulsionando a escolaridade formal e técnica, proporcionando acesso aos serviços de assistência técnica e proporcionando melhores condições de crédito, reforçando o crédito assistido (ou supervisionado).

A função de Produção Cobb-Douglas

A função de produção Cobb-Douglas (CD) foi inicialmente descrita em 1928 por Charles W. Cobb e Paul H. Douglas em seu artigo seminal - "a theory of production"[4]. Os autores linearizaram uma função não linear por meio de uma transformação logarítmica. Essa equação pode ser generalizada da seguinte forma:

[4] COBB, C.W.; DOUGLAS, P.H. A theory of production. **American economic review**, v.18, n.1, p.139-165, mar. 1928.

$$Y = AX_1^{\beta_1} X_2^{\beta_2} \cdots X_n^{\beta_n} \cdot \varepsilon = A \prod_{i=1}^{n} X_i^{\beta_i} \varepsilon \quad (1)$$

Esta função é amplamente utilizada em pesquisa empírica em diversas áreas de conhecimento, entre elas a economia agrícola. Sua forma funcional é simples e facilmente manipulável em programas estatísticos e apresenta vantagens, conforme Heady e Dillon (1961), Chambers (1988) e Silva (1996), tais como: a linearidade nos parâmetros, em decorrência da transformação logarítmica, o que a torna fácil para estimar os parâmetros; os coeficientes individuais da regressão fornecem as elasticidades de produção; assume-se que a função é homogênea, portanto, a natureza dos rendimentos à escala é determinada pela soma dos coeficientes da regressão e a produtividade marginal pode ser calculada multiplicando-se o coeficiente da regressão pela produtividade média do fator de produção.

A transformação logarítmica aplicada sobre a eq. (1) torna os parâmetros lineares, conforme a eq. (2) abaixo:

$$\ln Y = \ln A + \beta_1 \ln X_1 + \beta_2 \ln X_2 + \ldots + \beta_n \ln X_n + \ln \varepsilon = \alpha + \sum_{i=1}^{n} \beta_i X_i + u_i \quad (2)$$

Fuss, McFadden e Mundlak (1978), Chambers (1988), Silberberg (1990) e Silva (1996) relataram algumas limitações dessa função, tais como a impossibilidade em distinguir as fases da função de produção, não apresenta ponto de máximo, requer quantidades positivas dos insumos para realizar a transformação logarítmica e assume que a elasticidade de substituição entre os fatores de produção seja unitária.

3.1 Trabalhos Empíricos Relacionados à Estimativa da Função de Produção na Agropecuária

Já foram feitos muitos estudos envolvendo a estimativa da função de produção no mundo e no Brasil, dentre os quais destacam-se Griliches (1963), Hayami e Ruttan (1970), Engler (1978), Hoffmann, Jamas e Kassouf (1990), Silva (1996), Conceição (1998), Barros (1999), Almeida (2012), Chaves (2012) e Almeida e Miranda (2020), entre outros. Excetuando-se os dois primeiros artigos, todos os outros estudos foram feitos para o Brasil ou para alguma unidade federativa brasileira.

Em geral, a maioria dos estudos estimou uma função de produção CD e outros estimaram pela forma funcional translog. Esses trabalhos utilizaram o valor da produção como variável dependente e as explicativas abordaram os três principais fatores de

produção usuais, ou seja, terra, capital e trabalho. Outra variável comumente utilizada foi a despesa de produção, que busca captar os dispêndios necessários à produção durante um ciclo produtivo. O fator de produção terra foi representado pela área, o capital apresentou certa diversidade de variáveis como aproximação, como o quantitativo de tratores, cavalos-vapor, valor dos bens e benfeitorias, enquanto o trabalho foi mensurado pelo quantitativo de pessoas ocupadas na agropecuária, bem como por equivalentes-homem. Os trabalhos verificaram relações estatisticamente significativas entre os fatores de produção e o valor da produção.

Engler (1978) estimou uma função de produção CD para a agropecuária de São Paulo para verificar as diferenças regionais de produção e produtividade, concluindo pela grande variação entre as regiões produtoras. O autor também concluiu que a produtividade poderia ser elevada por meio do investimento em educação que possibilitasse o desenvolvimento e adoção de novas tecnologias adaptadas às regiões e em melhoria da assistência técnica.

Hoffmann, Jamas e Kassouf (1990) estimaram e compararam três diferentes formas funcionais (linear, translog e CD) e escolheram a CD para o estudo, por ter gerado melhor ajuste. Os autores utilizaram os dados dos censos agropecuários de 1975 e 1980 e dos censos demográficos de 1970 e 1980 e verificaram diferenças regionais significativas e perceberam que os produtores estavam utilizando o capital e as despesas em proporções inadequadas e atribuíram isso ao crédito rural subsidiado.

Silva (1996) também estimou diferentes formas funcionais para a agropecuária brasileira utilizando os dados dos censos agropecuários de 1975 a 1985, analisando a evolução e as diferenças existentes entre as regiões. O autor verificou evolução no quantitativo de trabalhadores e que a agropecuária brasileira operou sob retornos constantes à escala, sendo o trabalho, as despesas, o preço da terra e as áreas de lavouras os fatores de produção que mais contribuíram com o valor da produção da agropecuária.

Conceição (1998) estimou uma função de produção em nível desagregado, ou seja, foram utilizados dados coletados diretamente dos produtores da chamada agropecuária moderna da região Centro-Oeste e notou que o fator de produção terra foi o que mais contribuiu com o valor da produção e o trabalho foi o que teve o menor impacto. Vale destacar que esse segmento estudado dispõe de grandes extensões de terra e faz uso intensivo do fator de produção capital por causa do alto nível de mecanização da produção.

Almeida (2012) também estimou funções de produção para a agropecuária brasileira para identificar as diferenças regionais e as diferenças entre os estratos dos pequenos,

médios e grandes estabelecimentos. O autor observou diferenças significativas entre as regiões e entre os estratos, com algumas poucas exceções. Verificou-se, também, que o trabalho foi o fator mais intensivo nos menores estratos de produção, e o que apresentou a menor produtividade, enquanto o capital foi o mais intensivo nos grandes estabelecimentos agropecuários (maiores estratos de área). O coeficiente da área apresentou sinal negativo para algumas regiões e estratos, demonstrando haver possibilidade de expansão do valor da produção em menores áreas. As outras variáveis apresentaram as relações esperadas, conforme da teoria econômica.

Chaves (2012) estimou uma função de produção Cobb-Douglas para a agropecuária baiana e concluiu que o capital e a área de lavouras foram os fatores de produção mais importantes no valor da produção. Os resultados apontaram que a região do oeste baiano foi a mais intensiva em capital e menos em trabalho, o que culminou na maior produtividade média do trabalho, destacando-se a microrregião de Barreiras.

Almeida e Miranda (2020) estimaram uma função de produção translog e Cobb-Douglas para a agropecuária baiana estratificada nos segmentos do pequeno, médio e grande estabelecimentos agropecuários e observaram que o estrato do pequeno estabelecimento foi o mais produtivo na Bahia em 2006. O maior quantitativo de pessoas estava ocupado no pequeno estabelecimento. Este estrato também foi o que apresentou a maior produtividade da terra e a menor produtividade do trabalho. A produtividade marginal da terra foi negativa nos três estratos. Observou-se que os estratos apresentaram diferentes padrões tecnológicos, exceto entre o médio e o grande estabelecimentos. As variáveis despesa e capital foram as que mais contribuíram para a elevação do valor da produção nos três estratos.

Metodologia

O estudo da importância da agricultura familiar na Bahia fez uso de fontes secundárias de informação, por meio de análise tabular e gráfica para estabelecer os comparativos entre a agricultura patronal e a agricultura familiar no Estado da Bahia para as variáveis de valor da produção, que será “proxy” da quantidade produzida, área colhida, número de pessoas ocupadas, capital empregado e volume de crédito captado nas mesorregiões baianas. Todos os dados foram coletados do Censo Agropecuário de 2017. A função de produção também permite averiguar a importância da agricultura familiar, mas, desta vez, estabelecendo uma relação entre a quantidade produzida e os insumos de produção. Assim, a estimativa da função

de produção da agricultura familiar e da patronal permitirá conhecer a resposta de cada insumo produtivo sobre a quantidade produzida. A forma funcional escolhida para a função de produção foi a Cobb-Douglas (CD). A função de produção foi estimada por regressão múltipla multivariada (ou simplesmente, modelo de regressão multivariada - MRM), sendo uma para a agricultura familiar e outra para a patronal. Também foi estimada uma função de produção CD por mínimos quadrados ordinários (MQO) agregando o valor da produção da agricultura e da pecuária em uma única variável dependente, mantendo os mesmos regressores. Realizou-se um teste de estabilidade estrutural para saber se a agricultura familiar e a patronal partilham da mesma tecnologia de produção, ou seja, para saber se os insumos produtivos geram a mesma resposta produtiva nesses segmentos.

4.1 Análise de Regressão Múltipla Multivariada

Por se tratar de algo relativamente novo, destaca-se, nesta seção, algumas diferenças entre as estimativas de regressão múltipla e a múltipla multivariada. A principal diferença está no fato de que há apenas uma variável dependente na regressão múltipla, enquanto há mais de uma variável dependente na regressão multivariada, sendo regredidas pelas mesmas variáveis explicativas.

Como muitos estabelecimentos agropecuários desenvolvem simultaneamente atividades agrícolas e pecuárias, a estimativa da regressão multivariada pode resultar em algumas vantagens, pois o procedimento proposto levará em consideração a correlação existente entre o valor da produção da agricultura e da pecuária.

Gujarati (2015, p.408-409) elencou algumas vantagens da estimativa conjunta, a saber:

1) Se dois ou mais regressandos são correlacionados, a estimativa conjunta proverá melhor entendimento do fenômeno sob estudo;

2) Se dois ou mais regressandos são correlacionados, os níveis nominais e verdadeiros do erro do tipo I serão diferentes na estimativa separada e conjunta. Estimando regressões separadas e definindo o erro do tipo I em 5% (ou 0,05), então o nível verdadeiro do erro do tipo I pode estar entre 5% e 9,75% $[1 - (0{,}95)(0{,}95)]$. A estimativa conjunta das regressões individuais evitará este problema;

3) Se os resíduos das regressões individuais forem correlacionados, o que é provável, se os regressandos forem correlacionados, então a estimativa separada de cada regressão negligenciará esta correlação. A metodologia da regressão multivariada considera esta correlação ao estimar as covariâncias entre as equações;

4) Embora os coeficientes individuais e seus erros padrão sejam iguais aos estimados pelo MRM, assumindo os mesmos regressores em cada equação, as regressões individuais por mínimos quadrados ordinários (MQO) não produzirão resultados multivariados nem permitirão testar os coeficientes entre as equações;

5) Levando em consideração as intercorrelações entre as equações, as estimativas dos parâmetros poderão ser mais eficientes.

Se os resíduos dessas regressões não forem correlacionados, pode-se utilizar o procedimento usual por MQO na estimativa dos parâmetros da regressão.

Ainda conforme Gujarati (2015, p.410-411), deve-se observar as seguintes suposições para a estimativa da regressão múltipla multivariada.

1) Cada regressão no sistema é linear nos parâmetros;

2) A variância do resíduo em cada regressão deve ser homoscedástica;

3) Os resíduos de cada regressão não são autocorrelacionados e não são correlacionados com os regressores;

4) Os resíduos das regressões individuais podem ser correlacionados contemporaneamente, ou seja, eles podem ser correlacionados no mesmo instante de tempo, ou para a mesma observação, isto é, $corr(u_{1i}, u_{2i}) \neq 0$ e;

5) As variáveis dependentes do sistema têm distribuição normal multivariada, ou seja, eles são conjuntamente normalmente distribuídos.

O teste da normalidade multivariada significa testar se os regressandos são conjuntamente normalmente distribuídos. Segundo Stevens (1996, p.243), a normalidade de cada variável individualmente é uma condição necessária, mas não suficiente para a normalidade multivariada. Cada variável individual deve ser normalmente distribuída para as variáveis seguirem uma distribuição normal multivariada. A realização do teste da normalidade multivariada não é simples, contudo, uma das propriedades da distribuição normal é que qualquer combinação linear de variáveis normalmente distribuídas é normalmente distribuída e todo subconjunto de um grupo de variáveis normalmente distribuídas tem distribuição normal multivariada.

4.2 Estimação do Modelo MRM

A regressão multivariada difere da regressão múltipla porque é permitida a inserção de duas ou mais variáveis dependentes sendo regredidas pelas mesmas variáveis explicativas. Salienta-se que os coeficientes individuais e os erros padrão obtidos por MRM são iguais aos

obtidos por MQO estimando cada equação individualmente. Segundo StataCorp (2013), a diferença está no fato de que o MRM sendo um estimador conjunto, também estima as covariâncias entre as equações, de tal forma que é possível testar os coeficientes entre as equações de maneira simples.

Assume-se neste MRM duas variáveis dependentes, valor da produção animal e valor da produção vegetal, Y_{1m} e Y_{2m}, associados a um grupo de variáveis explicativas (área, trabalho, capital e despesas). A cada variável dependente, associa-se esse grupo de variável explicativa. Conforme Graybill (1976) apud Nogueira (2007), essa relação pode ser representada por um modelo linear geral na forma matricial:

$$\boldsymbol{Y_{ji} = X_{ki}\widehat{\beta}_k + \hat{u}_{ji}}$$

onde:

Y_{ji} é o vetor $n \times 1$ dos valores da *j-ésima* variável de dependente para o *i-ésimo* município baiano;

X_{ki} é a matriz $n \times (K_j + 1)$ das variáveis explicativas associadas à *j-ésima* variável dependente para o *i-ésimo* município baiano;

$\hat{\beta}_k$ é o vetor $k \times 1$ dos parâmetros da *k-ésima* variável explicativa;

$\hat{u}_{ji}$ é o vetor $n \times 1$ dos resíduos dos *i-ésimo* município baiano.

Conforme StataCorp (2013), dadas q equações e p variáveis explicativas, incluindo a constante, os parâmetros estimados são dados pela matriz $p \times q$

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}'\mathbf{W}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{W}\mathbf{Y}$$

onde **Y** é uma matriz $n \times q$ de variáveis dependentes e **X** é uma matriz $n \times p$ de variáveis explicativas. **W** é uma matriz de ponderação igual a **I** se nenhum peso for especificado. Não foram especificados pesos neste trabalho.

A matriz de covariância dos resíduos é

$$\mathbf{R} = \{\mathbf{Y}'\mathbf{W}\mathbf{Y} - \widehat{\boldsymbol{\beta}}'(\mathbf{X}'\mathbf{W}\mathbf{X})\widehat{\boldsymbol{\beta}}\}/(\mathbf{n} - \mathbf{p})$$

A matriz de covariância estimada das estimativas é $\mathbf{R} \otimes (\mathbf{X}'\mathbf{W}\mathbf{X})^{-1}$. Estes resultados

são idênticos aqueles produzidos pelo método SUR considerando-se as mesmas variáveis explicativas.

O teste de Breusch e Pagan (1980) para a diagonalidade da matriz de covariância dos resíduos, ou melhor, para o teste da independência dos resíduos das equações estimadas separadamente é feito pelo multiplicador de Lagrange e é dado por

$$\lambda = n \sum_{i=1}^{q} \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2$$

onde r_{ij} é o coeficiente de correlação estimado entre os resíduos das equações e n é o número de observações e tem distribuição χ^2 com $\frac{1}{2}q(q-1)$ graus de liberdade.

4.3 Função de Produção Empírica do MRM

O modelo empírico básico da função de produção estimada ao nível municipal envolve as variáveis dependentes valor da produção animal e vegetal e as variáveis explicativas área, capital, trabalho e despesas, bem como a binária familiar e foram criadas as binárias de interação para captar a estabilidade estrutural entre as equações dos segmentos familiar e patronal. A descrição do modelo básico (sem as interações) segue abaixo:

$$vprod_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 area_i + \hat{\beta}_3 trab_i + \hat{\beta}_4 cap_i + \hat{\beta}_5 desp_i + \hat{\delta}_1 fam + \hat{v}_i \qquad (3)$$

$vpanim$ corresponde ao valor da produção animal (em R$ mil) do *i-ésimo* município baiano;

$vpveg$ corresponde ao valor da produção vegetal (em R$ mil) do *i-ésimo* município baiano;

$area$ é a área dos estabelecimentos agropecuários, em hectares, do *i-ésimo* município;

$trab$ é o número de pessoas ocupadas na atividade agropecuária do *i-ésimo* município;

cap corresponde ao capital empregado na atividade agropecuária. Consiste no número de tratores, implementos e máquinas existentes (em unidades) nos estabelecimentos agropecuários do *i-ésimo* município e;

$desp$ corresponde ao valor das despesas (em R$ mil) realizadas pelos estabelecimentos agropecuários do *i-ésimo* município;

fam é uma variável binária para a agricultura familiar.

Espera-se, *a priori*, que os sinais dos parâmetros (ou coeficientes) sejam positivos, revelando relação positiva entre as variáveis explicativa e dependente. Vale ressaltar que o coeficiente da variável área também pode ser negativo, sugerindo que o valor da produção será elevado com a redução da área. Isso é possível em decorrência dos ganhos de produtividade da terra.

A função de Produção da Agropecuária Baiana

A estimativa das funções de produção da agropecuária baiana, segmentada em familiar e patronal foi realizada por meio do programa estatístico Stata 13.1. A eq. (3) foi estimada na forma funcional CD utilizando MRM e depois foi feita a estimativa por MQO em que as variáveis valor da produção animal e vegetal foram agregadas e testou-se a existência de quebra estrutural entre a agricultura familiar e a patronal por meio do teste de Chow. Foram executados testes de identificação do grau de multicolinearidade por meio do fator de inflação da variância (VIF), testou-se quanto à heteroscedasticidade dos resíduos pelo teste de White e quando detectado o problema, fez-se uso do estimador robusto de White. As variáveis dependentes e os resíduos também foram testados para normalidade, tanto a univariada quanto a multivariada.

Os testes de normalidade indicaram que as variáveis não apresentaram distribuição normal, contudo, Hoffmann (2006, p.98) e Walpole et al. (2009, p.155) descreveram que o teorema do limite central diz que se a amostra crescer assintoticamente, a distribuição da variável tenderá à distribuição normal. Mesmo em uma distribuição não normal, a distribuição das médias amostrais será aproximadamente normal, desde que a amostra seja grande. Walpole et al. (2009) disseram que a amostra deve ser maior ou igual a 30 observações.

5.1 Função de Produção Cobb-Douglas sob o Modelo MRM

A estimativa da função de produção por meio do modelo de regressão multivariada consiste, neste caso, em estimar duas regressões simultaneamente utilizando as mesmas variáveis explicativas para explicar o comportamento das variáveis dependentes - valor da

produção animal e valor da produção vegetal - explorando a correlação existente entre elas. Caso não haja correlação entre os resíduos das regressões, então o procedimento adequado é a estimativa da regressão por MQO tendo como variável dependente o valor da produção total, isto é, a soma do valor da produção animal e vegetal.

Antes de expor os resultados dessas estimativas, apresentam-se nas Tabelas 8 e 9 as estatísticas descritivas referentes aos dados da agropecuária familiar e patronal baiana, respectivamente.

O censo agropecuário disponibilizou informações para 416 munícipios baianos, todavia, percebem-se lacunas nos dados de alguns municípios. Por exemplo, faltaram informações de 78 municípios em relação à variável capital, que consiste no número de tratores, máquinas e implementos.

Percebe-se, em geral, que a agropecuária patronal apresentou números mais elevados do que a familiar, exceto em relação ao trabalho, e que há grande variabilidade nos dados em relação à média. Essa grande variabilidade, era, de certa forma, esperada devido ao cenário heterogêneo das condições de produção em todo o território baiano, pois engloba regiões que apresentam boas condições de infraestrutura produtiva, como o Extremo Oeste Baiano, o Vale São Franciscano da Bahia, especialmente o polo fruticultor de Petrolina-Juazeiro e o Extremo Sul da Bahia, com regiões de baixa infraestrutura produtiva, ou até mesmo, locais inóspitos para a produção agropecuária.

Variáveis	Observações	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
VP total	416	12.397,64	11.514,99	263	126.029
VP animal	406	5.760,30	5.181,76	75	31.529
VP vegetal	408	6.808,50	9.534,96	62	108.267
Área	416	21.656,61	60.142,14	18	174.093
Capital	338	51,57	105,94	3	1.029
Trator	328	37,28	55,74	51	22.403
Trabalho	416	4.267,32	3.589,76	51	22.403
Despesas	416	7.466,61	6.651,62	153	75.397

Tabela 8 - Estatísticas descritivas de variáveis selecionadas da agropecuária familiar dos municípios baianos em 2017
Fonte: IBGE (2019)

Variáveis	Observações	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
VP total	416	38.153,24	178.756,20	45	2.422.785
VP animal	407	8.708,72	16.090,47	13	196.598
VP vegetal	408	30.055,77	174.589,70	21	2.374.971
Área	416	45.701,22	90.959,21	24	959.302
Capital	353	110,69	281,22	3	3.143
Trator	346	73,86	158,72	3	1.640
Trabalho	416	1.695,89	1.883,55	15	23.896
Despesas	416	31.710,04	140.217,4	85	1.625.925

Tabela 9 - Estatísticas descritivas de variáveis selecionadas da agropecuária patronal dos municípios baianos em 2017
Fonte: IBGE (2019)

Os testes de média revelaram que as diferenças de todas as variáveis entre os segmentos foram estatisticamente significativas ao nível de 1% de significância, demonstrando que as magnitudes dos valores de cada variável em cada segmento são diferentes.

Os resultados da estimativa da função de produção sob o modelo MRM para a agropecuária estão expostos na Tabela 10.

O coeficiente de correlação dos resíduos das duas regressões foi -0,4827 e o teste χ^2 de Breusch-Pagan da independência dos resíduos foi 159,351, cujo valor-p foi 0,0000. O resultado do teste conduz à rejeição da hipótese nula de independência dos resíduos. Esse resultado demonstra que a estimativa do modelo de regressão multivariada é adequada e superior ao modelo por mínimo quadrado ordinário por gerar melhor matriz de variância-covariância, por aproveitar a correlação existente entre as variáveis dependentes.

A maioria dos coeficientes individuais de regressão foi estatisticamente significativo ao nível de 1% de significância, mostrando inclusive diferença estrutural entre os segmentos familiar e patronal em decorrência da significância estatística entre as binárias diferenciais de intercepto e de inclinação. Como a função estimada é do tipo CD, os coeficientes das variáveis retratam os próprios coeficientes de elasticidade de produção, ou seja, eles indicam a variação relativa entre as variáveis explicativas e as dependentes. O coeficiente da área da agricultura familiar para o valor da produção animal aumentará 0,47% $(0{,}2399 + 0{,}2251)$ se a área agricultável for elevada em 1%, enquanto aumentará 0,24% na patronal.

Em relação ao valor da produção vegetal, tem-se que a elevação de 1% na dotação de capital elevará a produção vegetal patronal em 0,25% e a interação familiar-capital não foi estatisticamente significativa, ou seja, a resposta do capital sobre a produção vegetal é a mesma para o segmento familiar e o patronal.

Ocorreu situação parecida com a variável trabalho. Não houve diferença significativa entre os segmentos familiar e patronal na resposta do trabalho sobre a produção animal. A

expansão de 1% da mão de obra gera redução do valor da produção animal em 0,19%. O impacto do trabalho sobre a produção vegetal foi o mesmo, pois a variável de interação não se mostrou estatisticamente significativa. A elevação da mão de obra em 1% gerou elevação de 0,24% na produção vegetal.

Se as despesas de produção forem elevadas em 1%, a produção animal patronal aumentará 0,54% e a familiar aumentará 0,82%. O impacto sobre a produção vegetal será de 0,95%. Não houve diferença estatisticamente significativa para o coeficiente da variável de interação familiar-despesas sobre a produção vegetal.

O coeficiente da variável binária familiar referente ao intercepto da regressão da produção animal foi estatisticamente significativo e informa que a produção familiar foi 93,8% inferior à patronal $\left((e^{-2,7848} - 1)100 \cong -93,8\%\right)$. Já em relação à produção vegetal, a familiar foi superior à patronal. As variáveis binárias diferenciais mostraram que existem diferenças entre os segmentos familiar e patronal, ou seja, há diferenças na tecnologia de produção entre os segmentos nas duas atividades produtivas.

As Tabelas 11 e 12 trazem, separadamente, as funções de produção dos segmentos familiar e patronal estimadas por MRM, visto que seria o procedimento mais adequado, pois não é aconselhável utilizar uma única equação de regressão para explicar a tecnologia de produção deles.

A correlação entre os resíduos foi -0,4554 e o teste χ^2 de Breusch-Pagan para testar a independência entre os resíduos foi 69,265 e o valor-p foi 0,000, ou seja, deve-se rejeitar a hipótese nula de independência em favor da hipótese de que os resíduos são correlacionados.

Conforme a Tabela 11, a expansão da área em 1% aumentará a produção animal em 0,47% e diminuirá a produção vegetal em 0,35%. Efeito inverso ocorre com o capital, em que a produção animal diminuirá 0,07% e a vegetal aumentará 0,12%. Vale notar que este coeficiente só é estatisticamente significativo ao nível de 10% de significância. Se for adotado o nível de 5% de significância, então esse coeficiente passaria a não impactar a produção animal, ou seja, o efeito do coeficiente seria nulo. Acontece a mesma coisa com a variável trabalho, ou seja, se a agropecuária familiar empregar mais 1% de pessoas, o valor da produção animal cairá 0,3% e o valor da produção vegetal aumentará 0,4%. O coeficiente da variável despesas foi o único a ter o mesmo sinal para os dois tipos de atividades e ambas responderam em 0,8% para o aumento de 1% nas despesas.

Equação	Obs.	Parms.	RMSE	R^2	F	Valor-p
ln_vpanim	684	10	0,7271	0,5514	92,06	0,0000
ln_vpveg	684	10	1,0155	0,589	107,3223	0,0000
	Coef.	**Erro padrão**	**t**	**P > |t|**	**Interv. conf. 95%**	
ln_vpanim						
ln_area	0,2399	0,0536	4,47	0,000	0,1346	0,3453
ln_cap	0,0773	0,0594	1,30	0,194	-0,0393	0,1938
ln_trab	-0,1898	0,0669	-2,84	0,005	-0,321	-0,0585
ln_desp	0,5411	0,0582	9,30	0,000	0,4268	0,6554
familiar	-2,7848	0,7746	-3,60	0,000	-4,3057	-1,2640
fam_lnarea	0,2251	0,0838	2,69	0,007	0,0605	0,3897
fam_lncap	-0,1451	0,0738	-1,97	0,050	-0,2899	-0,0002
fam_lntrab	-0,1124	0,1079	-1,04	0,298	-0,3243	0,0995
fam_lndesp	0,2778	0,1245	2,23	0,026	0,0333	0,5223
_cons	2,1427	0,5346	4,01	0,000	1,0931	3,1924
ln_vpveg						
ln_area	-0,1203	0,0749	-1,61	0,109	-0,2674	0,0268
ln_cap	0,2541	0,0829	3,07	0,002	0,0913	0,4169
ln_trab	0,2397	0,0934	2,57	0,010	0,0563	0,4230
ln_desp	0,9478	0,0813	11,66	0,000	0,7882	1,1074
familiar	3,5764	1,0818	3,31	0,001	1,4522	5,7005
fam_lnarea	-0,2339	0,1171	-2,00	0,046	-0,4638	-0,0039
fam_lncap	-0,1308	0,1030	-1,27	0,205	-0,3331	0,0715
fam_lntrab	0,1162	0,1507	0,77	0,441	-0,1798	0,4122
fam_lndesp	-0,1425	0,1739	-0,82	0,413	-0,4840	0,1990
_cons	-2,1715	0,7466	-2,91	0,004	-3,6375	-0,7055

Tabela 10 - Função de produção Cobb-Douglas da agropecuária baiana em 2017 por MRM
Fonte: dados da pesquisa.

O teste de Wald revelou que o segmento familiar para os valores da produção animal e vegetal opera sob retornos constantes à escala, pois o somatório dos seus coeficientes é estatisticamente igual a 1.

Os testes de igualdade entre os coeficientes revelaram que os coeficientes da regressão do valor da produção animal foram diferentes do da regressão do valor da produção vegetal, exceto, justamente, para o coeficiente da variável despesas.

O teste de Wald revelou que o segmento patronal para o valor da produção animal opera sob retornos decrescentes à escala ($\sum \beta_i < 1$) e a produção vegetal está sob retornos crescentes à escala ($\sum \beta_i > 1$). As duas atividades produtivas ocorreram de forma ineficiente, pois no primeiro caso, se a quantidade utilizada dos fatores de produção fosse dobrada, a produção aumentaria menos que o dobro, então foram utilizados mais recursos que o necessário e, no segundo caso, se os insumos fossem dobrados, a produção aumentaria mais que o dobro, isso quer dizer que a produção seria alavancada se mais insumos fossem utilizados no processo produtivo.

Em relação à Tabela 12, tem-se que a correlação entre os resíduos foi -0,4965 e o teste χ^2 de Breusch-Pagan para testar a independência entre os resíduos foi 86,278 e o valor-p foi

0,000, ou seja, deve-se rejeitar a hipótese nula de independência em favor da hipótese de que os resíduos são correlacionados.

Equação	Obs.	Parms.	RMSE	R^2	F	Valor-p
ln_vpanim	334	5	0,6119	0,5738	110,7404	0,0000
ln_vpveg	334	5	0,815	0,4419	65,113	0,0000
	Coef.	**Erro padrão**	**t**	**P > |t|**	**Interv. conf. 95%**	
ln_vpanim						
ln_area	0,4651	0,0542	8,58	0,000	0,3584	0,5718
ln_cap	-0,0678	0,0369	-1,84	0,067	-0,1403	0,0047
ln_trab	-0,3022	0,0713	-4,24	0,000	-0,4425	-0,1619
ln_desp	0,8189	0,0926	8,84	0,000	0,6367	1,0012
_cons	-0,6421	0,4717	-1,36	0,174	-1,5701	0,2859
$\sum \beta_i$	0,914					
F (RCE)	3,16			0,0762		
ln_vpveg						
ln_area	-0,3542	0,0722	-4,90	0,000	-0,4963	-0,2121
ln_cap	0,1234	0,0491	2,51	0,012	0,0268	0,2199
ln_trab	0,3558	0,095	3,75	0,000	0,169	0,5427
ln_desp	0,8053	0,1234	6,53	0,000	0,5626	1,0481
_cons	1,4049	0,6283	2,24	0,026	0,1689	2,6409
$\sum \beta_i$	0,9303					
F (RCE)	1,17			0,2801		

Tabela 11 -Função de produção Cobb-Douglas da agropecuária familiar dos municípios baianos em 2017
Fonte: dados da pesquisa.

Equação	Obs.	Parms.	RMSE	R^2	F	Valor-p
ln_vpanim	350	5	0,822	0,5385	100,6585	0,0000
ln_vpveg	350	5	1,1753	0,6229	1424631	0,0000
	Coef.	**Erro padrão**	**t**	**P > |t|**	**Interv. conf. 95%**	
ln_vpanim						
ln_area	0,2399	0,0606	3,96	0,000	0,1207	0,3592
ln_cap	0,0773	0,0671	1,15	0,25	-0,0514	0,2093
ln_trab	-0,1898	0,0756	-2,51	0,013	-0,3384	-0,0411
ln_desp	0,5411	0,0658	8,22	0,000	0,4116	0,6705
_cons	2,1427	0,6044	3,55	0,000	0,954	3,3315
$\sum \beta_i$	0,6685					
F (RCE)	31,73			0,0000		
ln_vpveg						
ln_area	-0,1203	0,0867	-1,39	0,166	-0,2909	0,0502
ln_cap	0,2541	0,096	2,65	0,008	0,0654	0,4429
ln_trab	0,2397	0,1081	2,22	0,027	0,0271	0,4522
ln_desp	0,9478	0,0941	10,07	0,000	0,7627	1,1328
_cons	-2,1715	0,8641	-2,51	0,012	-3,871	-0,4719
$\sum \beta_i$	1,3213					
F (RCE)	14,58			0,0002		

Tabela 12 - Função de produção Cobb-Douglas da agropecuária patronal dos municípios baianos em 2017
Fonte: dados da pesquisa.

A expansão da área da agropecuária patronal em 1% elevará a produção animal em 0,24% e não apresentará efeito sobre o valor da produção vegetal, visto que o coeficiente não foi estatisticamente significativo. Ocorreu o contrário para a variável capital, ou seja, o aumento de 1% do insumo capital não teve impacto sobre o valor da produção animal, mas

elevou a produção vegetal em 0,25%. A elevação do quantitativo de mão de obra em 1% diminuirá a produção animal em 0,19% e aumentará a produção vegetal em 0,24% e, por último, o aumento nas despesas de produção em 1% aumentará o valor da produção animal e vegetal em 0,54% e 0,95%, respectivamente.

De forma geral, os resultados apresentados corroboraram com os resultados encontrados por Chaves (2012) e Almeida e Miranda (2020).

Conclusões

A agropecuária familiar tem importante papel na produção agropecuária, tanto na geração de emprego e renda, como na produção agropecuária do país. Embora não se tenha abordado a produção específica de algum produto agropecuário, sabe-se que grande parte dos alimentos destinados ao mercado interno e alimentação humana são produzidos pelo segmento familiar, assim como produz parcela significativa de produtos de exportação e industrializáveis, como o café.

A agropecuária familiar está em processo de fortalecimento para se consolidar cada vez mais no país e há muito a se conquistar e melhorar os índices produtivos, melhorar a infraestrutura e reduzir a pobreza no meio rural. A importância das políticas públicas voltadas para a agricultura familiar é indiscutível, principalmente no estado da Bahia, que possui grande número de produtores. Portanto, a articulação entre estado e sociedade civil deve direcionar instrumentos de política agrícola que levem em consideração a dinâmica produtiva e vocacional de cada território.

Concluiu-se que o segmento familiar é intensivo em trabalho, enquanto o patronal é intensivo em capital. A variável despesa de produção foi a que mais contribuiu para o valor da produção animal e vegetal nos dois segmentos.

As diferenças entre os dois segmentos foram marcantes em quase todas as variáveis analisadas. Há grande heterogeneidade nos dados, demonstrando condições de produção bastante díspares. Diferenças estas que também foram observadas nas funções de produção de cada segmento, revelando diferenças no padrão tecnológico empregados em cada setor.

As elasticidades de produção, em geral, foram diferentes entre os segmentos e nem todos os coeficientes revelaram relação significativa entre os insumos e o valor da produção. Os coeficientes da elasticidade da área foram negativos e significativos para a produção vegetal e positivos para a produção animal.

Como o pressuposto da normalidade multivariada foi violado, sugere-se, em futuros estudos, que se utilize a transformação Box-Cox para tentar superar essa dificuldade, assim como a da variância não constante dos resíduos. Desta forma, pode-se fazer o uso adequado do método MRM sem depender do teorema do limite central.

Referências

ALMEIDA, P.N.A. **Fronteira de produção e eficiência técnica da agropecuária brasileira em 2006**. 2012. 205p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2012.

_____.; MIRANDA, E. da S. Diferenças estruturais produtivas entre os pequenos, médios e grandes estabelecimentos agropecuários baianos. **Cadernos de ciências sociais aplicadas**, Vitória da Conquista, v.17, n.29, p.128-145, jan./jun. 2020.

BROSE, M. **Agricultura familiar, desenvolvimento local e políticas públicas**. Santa Cruz do Sul: Edunisc, 1999. 347 p.

CHAMBERS, R.G. **Applied production analysis**: a dual approach. Cambridge: Cambridge University Press, 1988. 331p.

CHAVES, A.F. **Função de produção da agropecuária baiana em 2006**. 2012. 63p. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) - Universidade Estadual do Sudoeste da Bahia, Vitória da Conquista, 2012.

CONCEIÇÃO, J.C.P.R. da. **Fronteira de produção estocástica e eficiência técnica na agricultura**. 1998. 108p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1998.

ENGLER, J.J.C. **Análise da produtividade de recursos na agricultura**. 1968. 102p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1968.

FUSS, M.; McFADDEN, D.; MUNDLAK, Y. Function forms in production theory: a survey of functional forms in the economic analysis of production. In: FUSS, M.; McFADDEN, D. (Ed.). **Production Economics**: a dual approach to theory and applications. cap. 4, vol. 1. North-Holland: Editors Amsterdan, 1978. p. 218-268. Disponível em: <eml.berkeley.edu/~mcfadden/prodecon/theory/ch4.pdf>. Acesso em 23 mar. 2021.

GRAYBILL, F.A. **Theory and application of linear model**. Scituate: Duxbury Press, 1976.

GRILICHES, Z. Estimates of the aggregate agricultural production function from cross-sectional data. **Journal of farm economics**, v.45, n.1, p.419-428, feb. 1963.

GUANZIROLI, C.E.; BUAINAIN, A.M.; DI SABBATO, A. Dez anos de evolução da agricultura familiar no Brasil: (1996 e 2006). **Revista de economia e sociologia rural**, Piracicaba, v.50, n.2, p.351-370, maio. 2012

GUJARATI, D.N. **Econometrics by example**. 2nd ed. London: Red Globe Press, 2015. 466p.

HAYAMI, Y.; RUTTAN, V.W. Agricultural productivity differences among countries. **American economic review**, v.60, n.5, p.895-911, dec. 1970.

HOFFMANN, R. **Estatística para economistas**. 4. ed. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006. 432p.

_____.; JAMAS, A.L.; KASSOUF, A.L. **Modernização e produtividade da agropecuária em 332 microrregiões homogêneas do Brasil em 1975 e 1980**. Piracicaba: FEALQ-ESALQ/USP, 1990. 146p. (Relatório de pesquisa)

HEADY, E.O.; DILLON, J.L. **Agricultural production functions**. Ames: Iowa State University Press, 1961. 667p.

IBGE. **Censo Agropecuário 2017**. Rio de Janeiro: IBGE, 2019. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017>. Acesso em: 17 ago. 2021.

KUMBHAKAR, S.C.; WANG, H.J.; HORNCASTLE, A.P. **A practitioner's guide to stochastic frontier analysis using stata**. Cambridge: Cambridge University Press, 2015. 359p.

NOGUEIRA, F.E. **Modelos de regressão multivariada**. 2007. 89p. Dissertação (Mestrado em Estatística) - Instituto de Matemática e Estatística, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.

ONU. ONU reforça a importância da agricultura familiar. 2014.

SCHNEIDER, S.; NIEDLER, P.A. Agricultura familiar e teoria social: a diversidade das formas familiares na agricultura. In: FALEIRO, F.G.; FARIAS NETO, A.L. (Ed.). **Savanas**: desafios e estratégias para o equilíbrio entre sociedade, agronegócios e recursos naturais. Planaltina: Embrapa Cerrados, 2008. cap.32, p.989-1014.

SILBERBERG, E. **The structure of economics**: a mathematical analysis. New York: McGraw Hill Publishing, 1990. 686p.

SILVA, L. **Função de produção da agropecuária brasileira**: diferenças regionais e evolução no período 1975-1985. 1996. 157p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) − Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1996.

STATACORP. **Stata multivariate statistics reference manual**: release 13. College Station: StataCorp, 2013. 713p.

STEVENS, J. **Applied multivariate statistics for the social sciences**. 3rd ed. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, 1996.

WALPOLE, R.N.; MYERS, R.H.; MYERS, S.L.; YE, K. **Probabilidade e estatística para engenharia e ciências**. 8 ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2009. 491p.

Submetido em: 10.02.2023

Aceito em: 06.03.2023