

CRESCIMENTO DA PRODUÇÃO AGROPECUÁRIA E INDICADORES SOCIOECONÔMICOS: MICRORREGIÕES DE MATO GROSSO – 2000 E 2010

Ana Cláudia Pinto

Mestre em Economia pela Universidade Federal de Mato Grosso (UFMT), graduada em Economia pela Faculdade de Economia da UFMT, Cuiabá-MT, Brasil.

E-mail: anacpinto@hotmail.com

Benedito Dias Pereira

Doutor em Economia Agrícola pela Universidade Federal de Pernambuco, professor do Programa de Mestrado em Agronegócios e Desenvolvimento Regional ofertado pela Faculdade de Economia da UFMT, Cuiabá-MT, Brasil.

E-mail: bdp@terra.com.br

Resumo

Neste trabalho objetiva-se pesquisar possíveis efeitos das quantidades produzidas de soja, arroz, feijão e algodão sobre os níveis de pobreza e da desigualdade da distribuição de renda nas 22 microrregiões do estado de Mato Grosso. Para tanto, com estatísticas de 2000 e 2010 e adoção de dados de painel para modelos fixos, foram estimadas duas regressões, cujas variáveis independentes são as quantidades desses bens e como variáveis dependentes em cada uma dessas regressões, o índice de Sen (métrica da pobreza absoluta) e o de Gini (métrica da desigualdade da distribuição de renda). Como resultados mais relevantes, com significância estatística de 10%, verificou-se que, em determinada microrregião (Alto Araguaia), a quantidade produzida de algodão exerceu influência inversa sobre a pobreza e a sojicultura provocou efeito direto ou positivo sobre a desigualdade.

Palavras-chave: Agricultura; Pobreza absoluta; Desigualdade da distribuição de renda.

1

INTRODUÇÃO

As transformações da agricultura por intermédio da modernização vêm acarretando mudanças significativas na produção agrícola mundial. Essas mudanças se fertilizam e se potencializam na elevação da produtividade dos fatores de produção e tornam a agricultura mais intensiva em capital; em muitos casos, também causam efeitos excludentes no ambiente social. Essa modernização poderia estar contribuindo para elevar as desigualdades regionais, a concentração da distribuição de renda, bem como os indicadores de pobreza.

Por oportuno, estudos sobre a pobreza e a desigualdade da distribuição de renda têm exibido destaque crescente no cenário regional, nacional e mundial. No Brasil, há vários acadêmicos que abordam o tema, como Hoffmann (2011) e Menezes Filho e Oliveira (2014). Pontualmente, pretende-se avançar na compreensão da modernização da agricultura de Mato Grosso, identificando se a pobreza e a desigualdade apresentam relação causal direta ou indireta com a quantidade produzida de soja, arroz, feijão e algodão nas 22 microrregiões do estado.

Entender e avançar na leitura dessas relações, nucleadas na intensificação do conflito ou antagonismo entre as relações e as forças de produção, consti-

tui-se em assunto instigante e oportuno, especialmente em uma unidade federativa como Mato Grosso, cuja agricultura se ancora em elevada estrutura fundiária, dentre outros caracteres destacados. Assim sendo, esta pesquisa busca melhor compreensão, da forma ou natureza, de como as quantidades produzidas dos principais bens agrícolas cultivados em solos mato-grossenses se relacionam funcionalmente com os indicadores de pobreza e desigualdade da distribuição de renda.

Mais especificamente, direciona-se o foco do artigo para se avançar no entendimento sobre a natureza (positiva ou negativa) da influência da quantidade produzida de soja, algodão, arroz e feijão sobre a pobreza absoluta e a desigualdade da distribuição de renda. Dessa maneira, formula-se o seguinte problema: Qual a natureza da influência (direta ou indireta?) da quantidade produzida de cada dessas culturas sobre os índices de pobreza absoluta e da desigualdade da distribuição de renda nas microrregiões mato-grossenses entre 2000 e 2010?

Em sequência, enuncia-se a hipótese que as quantidades produzidas de soja e algodão geram resultados excludentes para grande parte dos atores nela envolvidos, com efeitos relevantes sobre a pobreza e a desigualdade da distribuição de renda, por serem privativas de grandes propriedades e estarem se modernizando pela impulsão de inovações tecnológicas extremamente extensivas em mão de obra ou intensivas em capital. Por outro lado, como as produções de arroz e feijão geram renda predominantemente para a agricultura familiar e são mais intensivas em mão de obra que as culturas de soja e algodão? Pressupõe-se que o incrementos dessas grandezas estariam exercendo efeito negativo (ou inverso) sobre a pobreza e a desigualdade da distribuição de renda.

2

MATERIAL E MÉTODOS

Sabe-se que o índice de Sen apresenta três dimensões da pobreza: a proporção de pobres, o hiato da pobreza e a intensidade da pobreza. A proporção de pobres aponta a representatividade da população pobre na população total, o hiato da pobreza revela a distância da renda dos pobres em relação à linha de pobreza (a fronteira de renda abaixo da qual as pessoas são consideradas pobres, assim, quanto mais distante da linha de pobreza maior a intensidade

de pobreza), enquanto a intensidade da pobreza afere a desigualdade entre os pobres, atribuindo-se pesos maiores às rendas mais distantes da linha de pobreza. A linha de pobreza adotada neste trabalho foi de 1/2 salário mínimo, como em Hoffmann (2011, p. 8) e Santos (2011, p. 42).

Por sua vez, constituindo-se em indicador da desigualdade de determinada distribuição, o índice de Gini mede a diferença entre a curva de distribuição de Lorenz e a reta da perfeita igualdade, dada por uma inclinação de 45° no primeiro quadrante de um sistema cartesiano ortogonal. Essa grandeza varia de zero (ausência de desigualdade) a um (desigualdade máxima).

Para a análise da influência da quantidade produzida de soja, algodão, arroz e feijão sobre as medidas da pobreza e da desigualdade de distribuição de renda recorreu-se à regressão com dados de painel (modelos fixos com variáveis *dummies*), esse caminho foi indicado pelos testes de Chow e Hausman. Para Gujarati (2011, p. 588): “Esse modelo oferece dados mais informativos, maior variabilidade, menos colinearidade entre variáveis, mais graus de liberdade e mais eficiência”. Além disso, esse tipo de modelo tem a capacidade de contemplar os efeitos das variáveis não observáveis, diferentemente de modelos alternativos afins, como o de “corte transversal ou *cross-section*” ou de “cortes transversais agrupados”.

O modelo com dados de painel pode ser definido através da equação (01):

$$Y_{it} = \beta_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \beta_{kit}X_{kit} + u_{it} \quad (1)$$

onde a *i*-ésima unidade de corte transversal é representada por *i* e a *t*-ésima unidade de período de tempo, por *t*. Na hipótese de que exista um máximo de *N* unidades de cortes transversais e *T* períodos de tempo, o mínimo de observações é dado por *N* x *T*. Os subscritos, que variam de 1 à *K*, satisfazem às variáveis explicativas do modelo. Dentre os β parâmetros, β_{1it} é o intercepto, enquanto os demais são coeficientes angulares do modelo (COSTA, 2011, p. 30).

Como se sabe, há mais de quatro formas no modelo de painel; todavia, a utilizada neste estudo é a de efeito fixo com variáveis *dummies*. Nesse modelo consideram-se iguais os coeficientes angulares, com interceptos distintos para cada indivíduo, logo, harmonizando a interdependência e a heterogeneidade e proporcionando maior facilidade de estimação. O modelo de efeitos fixos (MEF), como aborda Gujarati (2011, p. 56), pode ser sintetizado pela equação (02):

$$Y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 + \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad (2)$$

onde β_{1i} refere-se ao parâmetro do intercepto e β_k ao coeficiente angular correspondente à k-ésima variável dependente e à perturbação estocástica. Pelo fato de β_i denotar o intercepto para cada indivíduo e os outros coeficientes serem semelhantes para todos os indivíduos ao longo do tempo, o intercepto β_{1i} capta todas as diferenças entre os indivíduos. Diante disso, o intercepto pode ser considerado como representativo dos efeitos das variáveis omitidas (COSTA, 2011, p. 32).

Ademais, como no modelo fixo o intercepto é um parâmetro desconhecido, introduzindo-se variáveis *dummies*, cada indivíduo passa a ter intercepto específico. Ao se adotar esse procedimento, Gujarati (2011) afirma que o modelo de mínimos quadrados com variáveis *dummy* para efeitos fixos (MQVD) se habilita para estimar a diferença entre os indivíduos. Para o intercepto variar é necessária a presença de variáveis binárias (*dummies*) e de interceptos diferenciais, como se nota em (03):

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_k X_{kit} + \alpha_1 D_{1i} + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_n D_{ni} + u_{it} \quad (3)$$

sendo a variável binária para cada indivíduo simbolizada por D_{ni} e equivale ao número um, quando $i = n$ e a zero (0), em caso contrário. Nesse caso, todavia, incide-se no problema de multicolinearidade perfeita, conhecida como armadilha das variáveis binárias. A sua eliminação se viabiliza pela retirada de uma variável binária ou do intercepto (COSTA, 2011, p. 33). Sob essas condições, anota-se o modelo na equação (04):

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_k X_{kit} + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \alpha_n D_{ni} + u_{it} \quad (4)$$

Uma vez abordados esses assuntos, para se estimar as duas regressões, reafirmando-se, foram consideradas as 22 microrregiões de Mato Grosso pesquisadas pelo IBGE, com dados de 2000 e 2010, tendo como variável depen-

dente, em uma delas, o índice de pobreza absoluta de Sen, e na outra, o índice de Gini, e as quantidades produzidas de arroz, feijão, soja e algodão, como variáveis independentes.

3

RESULTADO E DISCUSSÃO

Para cada uma das duas regressões foi testado e estimado o modelo de efeito fixo com variáveis *dummies*, com recorrência a 44 vetores, derivados das 22 observações (microrregiões de Mato Grosso) e duas unidades de tempo de corte transversal: 2000 e 2010.

■ 3.1 A regressão com o índice da pobreza absoluta (Sen) como variável dependente

A Tabela 1 apresenta os valores da variável dependente, os indicadores de pobreza absoluta, medidos pelo índice de Sen, bem como os valores da estatística t das 22 observações, enquanto a Tabela 2 exibe os valores das variáveis independentes: quantidade produzida de arroz (Ar), feijão (F), algodão (Al) e soja (S). Os outros resultados dessa primeira regressão estão anotados na equação (05).

Tabela 1

Índice de Sen: Microrregiões de Mato Grosso: 2000 e 2010

Microrregião	Índice de Sen		Estatística tt t
	2000	2010	t
Aripuanã	0,87	6,06	1,00
Alta Floresta	21,72	14,05	-1,00
Colíder	8,25	6,21	0,77
Parecis	11,12	16,27	-1,11
Arinos	8,66	7,08	0,01
Alto Teles Pires	13,72	9,46	-0,75

(continua)

Tabela 1

Índice de Sen: Microrregiões de Mato Grosso: 2000 e 2010

Microrregião	Índice de Sen		Estatística tt t
	2000	2010	t
Sinop	5,61	9,75	-0,40
Paranatinga	11,91	9,23	-0,20
Norte Araguaia	8,49	10,56	0,17
Canarana	8,79	20,85	-0,76
Médio Araguaia	3,38	8,59	0,33
Alto Guaporé	5,18	12,57	-0,32
Tangará da Serra	1,48	9,82	-0,52
Jauru	6,1	16,68	-1,19
Alto Paraguai	8,14	1,55	-0,21
Rosário Oeste	10,79	5,26	-0,83
Cuiabá	8,84	8,29	-0,44
Alto Pantanal	19,58	11,55	-0,96
Primavera do Leste	4,32	3,73	0,61
Tesouro	24,51	5,87	-0,68
Rondonópolis	1,78	0,40	1,15
Alto Araguaia	18,18	5,31	-2,48 (**)

Nota: elaborada pelos autores.

Tabela 2

Quantidade Produzida de Arroz, Algodão, Feijão e Soja das Microrregiões de Mato Grosso: 2000 e 2010

Microrregião	Quantidade Produzida de Arroz (t)		Quantidade Produzida de Feijão (t)		Quantidade Produzida de Algodão (t)		Quantidade Produzida de Soja (t)	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
Aripuanã	37.064	17.807	2.316	1.165	22.058	2.764	147.448	421.492
Alta Floresta	96.900	23.717	2.566	134	221	-	-	1.293
Colíder	222.285	57.350	2.556	96	2.311	54	1.215	89.333

(continua)

Tabela 2

Quantidade Produzida de Arroz, Algodão, Feijão e Soja das Microrregiões de Mato Grosso: 2000 e 2010

Microrregião	Quantidade Produzida de Arroz (t)		Quantidade Produzida de Feijão (t)		Quantidade Produzida de Algodão (t)		Quantidade Produzida de Soja (t)	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
Parecis	238.583	25.690	2.028	28.521	193.185	346.298	2.392.104	3.531.483
Arinos	59.280	70.896	214	386	14.154	28.362	132.300	878.405
Alto Teles Pires	459.232	70.216	4.784	48.480	143.914	225.928	2.697.413	5.892.690
Sinop	202.845	162.980	404	2.937	12.727	17.395	82.972	1.225.259
Paranatinga	172.884	80.730	169	869	174	125	44.418	452.894
Norte Araguaia	39.882	76.416	90	-	25	7	1.169	368.358
Canarana	147.422	68.452	189	2.628	104.886	67.671	619.992	1.893.167
Médio Araguaia	6.882	240	-	-	-	-	8.979	49.084
Alto Guaporé	5.155	2.240	235	357	98	-	2.240	55.320
Tangará da Serra	35.020	7.252	586	602	479	13.598	79.632	160.203
Jauru	10.006	2.824	1.714	480	3.146	-	24	5.000
Alto Paraguai	37.292	3.150	32	6	90	1.440	51.272	81.474
Rosário Oeste	3.702	2.149	128	110	-	-	2.640	19.500
Cuiabá	5.017	-	151	393	-	10.072	21.087	101.899
Alto Pantanal	7.147	5.085	452	445	450	-	-	11.550
Primavera do Leste	30.291	1.614	3.444	37.973	211.915	274.276	819.705	1.209.190
Tesouro	15.312	3.004	308	4.408	17.491	72.853	430.540	674.030
Rondonópolis	14.156	4.824	1.122	677	225.266	235.943	819.255	1.242.319
Alto Araguaia	5.160	501	1.175	3.146	50.246	157.889	420.065	423.840

Nota: elaborada pelos autores.

$$\text{Sen} = 14,132 - 0,032 \text{ Al} - 0,024 \text{ Ar} + 0,074 \text{ F} + 0,216 \text{ S} \quad R^2 = 70,52 \quad n = 22 \quad (5)$$

$$(3,91) \quad (-2,47) \quad (-1,12) \quad (0,36) \quad (0,10) \quad F = 4,25$$

(*)¹ (**)²

1 Variável estatisticamente significativa ao nível de 5%;

2 Variável estatisticamente significativa ao nível de 10%;

De acordo a estatística F , ao nível de significância de pelo menos 10%, as variáveis independentes em conjunto não exercem efeitos estatisticamente significativos sobre a variável dependente, embora as mudanças das variáveis independentes, de acordo com o coeficiente de determinação (R^2), expliquem 70,52% das variações da dependente. Com relação a outros indicadores, dentre os quais o que afere a autocorrelação dos resíduos, verificou-se a inexistência dessas violações. Nesses termos, considerando que a influência das variáveis independentes em conjunto não é estatisticamente significativa, adiante se faz tão somente a interpretação dos coeficientes individuais das variáveis explicativas com significância estatística ao nível de pelo menos 10%.

Verifica-se que apenas a constante e a quantidade produzida de algodão são estatisticamente significativas, respectivamente, aos níveis de significância de 5% e 10%. Logo, exclusivamente a quantidade produzida de algodão exerce influência negativa (ou inversa) sobre a pobreza. Em outras palavras, o incremento na quantidade produzida de algodão contribui para a redução da pobreza, ressaltando-se, porém, que essa influência se manifesta estritamente para a microrregião 22 (Alto Araguaia).

Esse resultado se explica pelo acentuado incremento da quantidade produzida de algodão na microrregião de Alto Araguaia, que triplicou em 2010 em relação a 2000, passando de 50.000 t para mais que 150.000 t. As demais microrregiões não exibiram resultados estatisticamente significativos, pelo menos ao nível de 10%: as quantidades produzidas de algodão nelas cultivadas não incorreram em elevação tão expressiva.

Em complemento, como Mato Grosso também é líder nacional na produção de algodão, assim como na de soja e de bovinos, o aumento da quantidade produzida de grãos tem contribuído para o crescimento econômico da região. Como ilustração, para Pereira (2010, p. 45), em geral, o crescimento econômico no setor agrícola causa redução da pobreza em Mato Grosso devido à região Centro-Oeste vir apresentando grandes ganhos no PIB nos anos mais recentes.

Quanto à expansão da cotonicultura em Mato Grosso, segundo Brasil (2007), ela foi intensamente influenciada pela elevação da produtividade dos fatores de produção, viabilizando o crescimento da área cultivada e a substituição de modelo produtivo relativamente obsoleto em termos das técnicas adotadas, germinador e difusor de baixa produtividade, por modelo agrícola com melhor desempenho e níveis elevados de eficiência produtiva, além da proeminente inserção internacional. Destarte, em decorrência desse e de outros fatores, Mato Grosso assumiu a liderança na produção nacional de algodão.

Nesse quadro, embora seja a cultura totalmente mecanizada, o algodão gera renda de forma relativamente mais elevada que outras, sobretudo, pelos expressivos investimentos em tecnologias inovativas que a cotonicultura internaliza. Em adição: “Ao longo das safras a melhoria contínua das relações trabalhistas no campo e a evolução progressiva dos princípios da sustentabilidade foram se destacando gradualmente”, como se pode ler em AMPA (2013, p. 29), assim tornando o algodão excelente alternativa econômica e propulsora da renda e do emprego no campo.

■ 3.2 A regressão com o índice da desigualdade (Gini) como variável dependente

A segunda regressão, conforme afirmado, tem como variável dependente o índice de Gini, cujos valores estão anotados na Tabela 3, assim como os indicadores da estatística t das vinte e duas observações, e as mesmas variáveis independentes da regressão anterior (Tabela 2). Os demais resultados dessa regressão estão sintetizados na equação (06).

Tabela 3

Índice de Gini: Microrregiões de Mato Grosso: 2000 e 2010

Microrregião	Índice de Gini		Estatística t
	2000	2010	
Aripuanã	6,06	0,55	1,00
Alta Floresta	14,05	0,51	1,65
Colíder	6,21	0,49	0,5
Parecis	16,27	0,53	1,02
Arinos	7,08	0,57	1,57
Alto Teles Pires	9,46	0,53	0,69
Sinop	9,75	0,53	0,31
Paranatinga	9,23	0,52	-0,08
Norte Araguaia	10,56	0,48	-0,35
Canarana	20,85	0,43	0,16

(continua)

Tabela 3

Índice de Gini: Microrregiões de Mato Grosso: 2000 e 2010

Microrregião	Índice de Gini		Estatística t
	2000	2010	
Médio Araguaia	8,59	0,57	-0,37
Alto Guaporé	12,57	0,51	0,77
Tangará da Serra	9,82	0,65	0,01
Jauru	16,68	0,44	1,26
Alto Paraguai	1,55	0,56	-0,47
Rosário Oeste	5,26	0,49	2,06
Cuiabá	8,29	0,55	0,22
Alto Pantanal	11,55	0,53	1,72
Primavera do Leste	3,73	0,60	0,78
Tesouro	5,87	0,56	0,87
Rondonópolis	0,40	0,52	-0,03
Alto Araguaia	5,31	0,49	2,45 (**)

Nota: Elaborada pelos autores.

$$\text{Gini} = 0,462 - 0,003 \text{ Al} + 0,006 \text{ Ar} - 0,005 \text{ F} + 0,022 \text{ S} \quad R^2 = 62,00\% \quad n = 22 \quad (6)$$

(9,39) (-0,08) (0,56) (-0,25) (2,43) F = 3,98

(*)³ (**)⁴

Segundo a estatística F, o conjunto das variáveis independentes não exerce influência estatisticamente significativa sobre a variável dependente, ao nível de significância de pelo menos 10%, a despeito das variações da variável dependente, como releva o coeficiente de determinação, ser de 62%. Por opor-

3 Variável estatisticamente significativa ao nível de 5%.

4 Variável estatisticamente significativa ao nível de 10%.

tuno, inexistem violações dos pressupostos básicos na equação (06), dentre as quais a autocorrelação dos resíduos.

Como também se percebe na equação (06), além do efeito estatisticamente significativo ao nível de significância de 5% do intercepto, a influência da quantidade produzida de soja apresenta sinal positivo, sugerindo que ela exibe efeito direto sobre a desigualdade da distribuição de renda, com significância estatística de 10%, concretizada, entretanto, exclusivamente na microrregião de Alto Araguaia. Nesses termos, à medida que a quantidade produzida da soja se eleva, também ascende a desigualdade da distribuição de renda na sojicultora dessa microrregião. Esse resultado, muito provavelmente, decorre da elevação da estrutura fundiária em Alto Araguaia ao longo do decênio pesquisado, além da presença de elevada economia de escala, inerente à produção de soja.

Em resumo, este trabalho propôs pesquisar a relação causal entre, de um lado, a quantidade produzida de soja, algodão, arroz e feijão, e, de outro lado, a pobreza absoluta e a desigualdade da distribuição de renda nas 22 microrregiões de Mato Grosso. Pontualmente, com significância estatística de 10%, verificou-se a presença de relação inversa ou indireta entre a quantidade produzida de algodão e a pobreza absoluta, além da influência direta ou positiva da quantidade produzida de soja sobre a desigualdade da distribuição de renda, na microrregião de Alto Araguaia.

A economia de escala intrínseca ao cultivo da soja, que gera as condições de obtenção de lucro econômico positivo, e a presença de acentuada estrutura fundiária na agropecuária mato-grossense são fatores conducentes à expansão da desigualdade da distribuição de renda na sojicultora. Por outro lado, como a cultura de algodão é a que remunera com melhores salários e capacita mais adequadamente os seus trabalhadores, a cotonicultura vem contribuindo para a melhoria dos indicadores sociais que lhe são afetos, dentre os quais, a contração da pobreza absoluta.

Dessa forma, os resultados obtidos sugerem que o crescimento da quantidade produzida de algodão provocou redução da pobreza absoluta, por seu turno, a expansão da quantidade produzida de soja causou progressão da desigualdade da distribuição de renda nessa atividade, na microrregião de Alto Araguaia. Para o caso do feijão e do arroz, contudo, não se pode fazer tal afirmativa com significância estatística minimamente aceitável.

4

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Em ambiente cada vez mais competitivo e globalizado, a agricultura de Mato Grosso vem vivenciando intenso crescimento nos últimos anos, e, nesse quadro, ela se moderniza e se transforma em decorrência das mutações que se propagam no modo capitalista de produção. Todavia, gradualmente essa economia vem perdendo autonomia sobre os indicadores sociais que lhe são iminentes. Ademais, em sintonia com o processo de mutações da economia nacional e mundial, questões inerentes à desigualdade da distribuição de renda e à pobreza naturalmente adquirem contornos específicos na agricultura regional, em decorrência dos caracteres que lhes são específicos.

À luz dessas evidências, independentemente da perspectiva teórica adotada, a atividade agropastoril sempre esteve intrinsecamente vinculada ao crescimento e ao desenvolvimento socioeconômico, visto que proporciona oferta de alimentos e geração de divisas externas, dentre outras contribuições. Dessa maneira, ela pode atuar para a compreensão mais detalhada e para o estudo mais pormenorizado de indicadores socioambientais, especialmente em Mato Grosso, espaço estrategicamente posicionado na dinâmica da expansão da fronteira agrícola nacional.

Nesse cenário, imersa em intenso processo de modernização produtiva e realizando a ocupação de espaços vazios e de incremento da segurança alimentar, a agricultura de Mato Grosso vem conquistando ascendente importância e se tornando a maior produtora nacional de soja, bovinos, milho e algodão nos anos mais recentes. Contudo, as transformações das forças produtivas que dinamizam essa modernização podem acarretar diversas mudanças no ambiente social regional.

Em particular, os resultados deste trabalho apontaram que, estritamente na microrregião de Alto Araguaia, o efeito da quantidade produzida de algodão sobre a pobreza absoluta é indireto ou negativo, enquanto a influência da quantidade produzida de soja sobre a desigualdade da distribuição de renda é direta ou positiva. Quanto às culturas de arroz e feijão, as respectivas quantidades produzidas não exerceram efeitos estatisticamente fidedignos sobre a pobreza e a desigualdade da distribuição de renda, por conseguinte, apresentando resultados que refutam as hipóteses do trabalho.

PRODUCTION GROWTH AGRICULTURAL AND SOCIOECONOMIC INDICATORS: MICRO-REGIONS OF MATO GROSSO: 2000 AND 2010

Abstract

This paper research the possible effects of quantities of soybeans, rice, beans and cotton on poverty levels and inequality of income distribution in 22 regions of the State of Mato Grosso. To do so, with statistics of 2000 and 2010 and the adoption of panel data for fixed models, two regressions were estimated, whose independent variables are the quantities of such goods and as dependent variables in each of these regressions, the Sen index (poverty metric absolute) and the Gini (metric of inequality of income distribution). As most relevant results, with statistical significance of 10%, it was found that, in particular micro-region (Alto Araguaia), the amount of cotton produced exercised inverse influence on poverty and soybean caused direct or positive effect on inequality.

Keywords: Agriculture; Absolute poverty; Income distribution inequality.

REFERÊNCIAS

AMPA. *Algodão Social*, 2013. Disponível em: <http://www.algodaosocial.com.br/arquivos/algodao_social1_2013.pdf>. Acesso em: 1º dez. 2014.

COSTA, D. G. S. *Evidências para Export-Led-Growth com uso de Dados de Painel*. Monografia submetida ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, janeiro de 2011. Disponível em: <<http://tcc.bu.ufsc.br/>>. Acesso em: 20 out. 2014.

GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. 5. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

HOFFMANN, R. Distribuição da Renda Agrícola e sua contribuição para a desigualdade de Renda no Brasil. *Revista de Política Agrícola*, v. 20, n. 2, p. 5-22, p. 5-22, out./dez. 2011.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 8 ago. 2013.

MENEZES FILHO, N. A.; OLIVEIRA, A. P. de. A contribuição da educação para a queda na desigualdade de renda per capita no Brasil. Centro de Políticas Públicas – Insper. *Policy Paper*, n. 9, jan. 2014;

PEREIRA, B. D. *Agropecuária de Mato Grosso: velhas questões de uma nova economia*. Cuiabá, EdUFMT, 2010.

SANTOS, V. F. dos. *Efeito do crescimento e redução da desigualdade de renda na pobreza da região nordeste do Brasil - 2003-2008*. 2011. Tese (Doutorado em Economia Aplicada)

– Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2011.