2.- ESTIMAÇÃO DA CURVA DE OFERTA DE ARROZ, FEIJÃO, MILHO e SOJA: MATO GROSSO

Benedito Dias Pereira [1]
Cleuza Maria dos Santos[2]

RESUMO

Usando-se dados compreendidos entre 1988 a 1997 de preços e quantidades produzidas das culturas de arroz, feijão, milho e soja, selecionadas pelas suas importâncias na economia regional, estima-se, com recorrência ao modelo de defasagem distribuída de Almon, uma curva de oferta para cada cultura, com o objetivo de se testar a existência ou não de racionalidade no produtor mato-grossense, variando no mesmo sentido a quantidade produzida quando o preço do bem agrícola se altera. Os resultados encontrados mostram que os produtores se comportam de acordo com essa relação causal direta. Em particular, eles também podem estar sendo influenciados por preços externos e não apenas pelos preços praticados no Estado de Mato Grosso.
Termos Para Indexação: Oferta, Racionalidade, Quantidade e Preço.

2.1 - INTRODUÇÃO

A economia de Mato Grosso possui, dentre outras, duas importantes características: produz majoritariamente bens de origem agropecuária e é agroexportadora. Em anos mais recentes, entrementes, tem ocorrido tênue mudança nesse perfil, dada a tímida aceleração do seu parque agroindustrial e industrial.

---

[1] Professor Adjunto do Departamento de Economia da Faculdade de Administração, Economia e Ciências Contábeis (FAECC) da UFMT, Doutor em Economia Agrícola.
[2] Economista Graduada pela UFMT.

Em uma economia com essas características, é de acentuada importância avançar no conhecimento do comportamento dos produtores agrícolas. Uma dessas investigações é representada pela existência ou não de relação funcional direta entre a quantidade produzida desses bens e seus respectivos preços. A existência dessa relação funcional expressa a racionalidade do produtor, da forma amplamente difundida pela Escola Neoclássica. Esse assunto, no campo da economia aplicada, é conhecido como estimação da curva de oferta. A curva de oferta, como se sabe, é uma categoria teórica extraída da Escola Neoclássica, e sua estimação passa pelo uso de procedimentos econométricos já amplamente aceitos e disseminados no meio acadêmico.

A compreensão/identificação da relação existente entre preço e quantidade produzida é possível quando se faz um estudo de séries temporais, envolvendo a relação funcional entre preços recebidos pelos produtores e as respectivas quantidades produzidas, que resultam em uma função de oferta.

Com esse fim, em anos mais recentes, dentre os principais bens de origem agrícola em Mato Grosso, pode-se mencionar a produção de arroz, feijão, milho e soja. Logo, seria natural selecionar esses bens para, em cada caso, estimar a curva de oferta e, destarte, verificar ou não a existência de comportamento presidido pela relação funcional já abordada.

Se existir essa relação funcional, conforme se notará adiante, estar-se-á implicitamente admitindo que os produtores mato-grossenses são influenciados pelos preços correntes e passados para aumentar ou diminuir sua produção. Nesse caso, se os preços dos produtos agrícolas experimentam trajetória crescente, haverá aumento na produção e, por outro lado, se os preços desses produtos experimentam trajetória cadente, ocorrerá diminuição da produção.

Através dessa relação entre preço e quantidade produzida, obter-se-á a curva de oferta, que irá exprimir as quantidades que os produtores estão dispostos a produzir para cada preço que recebem no mercado. Esta curva deve ter inclinação positiva, pois, de acordo com o ideário neoclássico, quanto mais alto for o preço, maior será o interesse em produzir determinado bem de origem agrícola. Esta, por oportuno, adiante melhor enfocada, é a hipótese deste artigo.

Como a curva de oferta define uma relação funcional entre a quantidade produzida e o preço de venda de cada bem e, se está admitindo que os produtores agrícolas mato-grossenses se comportam de acordo com a lógica neoclássica de produzir mais a partir de preços maiores e de produzir menos a partir de preços menores, a hipótese aqui formulada é que os coeficientes angulares $\mathbf{b_0}$, $\mathbf{b_1}$, $\mathbf{b_2}$, $\mathbf{b_3}$ e $\mathbf{b_4}$ de cada curva de oferta sejam positivos. Esses coeficientes, confirmando, retratam a natureza da relação funcional entre preço e quantidade produzida de cada um desses bens de origem agrícola.

22.2 - METODOLOGIA

A Metodologia deste Artigo busca captar, formalmente, a relação causal entre a quantidade produzida corrente e passada e o preço corrente e pretérito. Usualmente, a técnica utilizada para estimar esse tipo de relação é denominada de defasagem distribuída. A equação que expressa essa relação é a seguinte:

$$Q_t = a + b_0P_t + b_1P_{t-1} + b_2P_{t-2} + b_3P_{t-3} + \dots + b_kP_{t-k} + \varepsilon_t \quad \mathbf{(I)}$$

Para se estimar a curva de oferta dos quatros produtos agrícolas selecionados (arroz, feijão, milho e soja), utilizar-se-á o modelo de defasagem distribuída. A defasagem distribuída representa modelo econométrico cuja idéia é de "... um modelo de regressão simples e está modificado de modo que a variável dependente é uma função linear do nível esperado ou permanente da variável independente no tempo...", de acordo com Kmenta (1978:510).

Neste artigo, a variável dependente é a quantidade produzida (Q_t) e as variáveis independentes, o preço corrente e os preços de quatro anos anteriores. Logo:

$$Q_t = a + b_0P_t + b_1P_{t-1} + b_2P_{t-2} + b_3P_{t-3} + b_4P_{t-4} + \varepsilon_t \quad \mathbf{(II)},$$

onde $\mathbf{a}$, $\mathbf{b_0}$, $\mathbf{b_1}$, $\mathbf{b_2}$, $\mathbf{b_3}$ e $\mathbf{b_4}$ são parâmetros da regressão e ε_t denota variável aleatória com média zero.

A princípio, poder-se-ia utilizar o método de regressão múltipla convencional para se estimar as equações que serão aqui estimadas. Suponha-se, com esse fim, como ilustração, que a quantidade produzida em 1997 dependa do preço do ano corrente (1997) e dos nove anos anteriores (1996, 1995, ..., 1988). Nesse caso, ter-se-ia um modelo de regressão múltipla com dez variáveis independentes: A equação estimada seria semelhante a (**I**), mas com uma diferença: P_{t-1} seria definido como X_{1t}, P_{t-2} como X_{2t} e assim por diante, até P_{t-9} como X_{9t}:

$$Q_t = a + b_0P_t + b_1X_{1t} + b_2X_{2t} + b_3 X_{3t} + ... + b_9X_{9t} + \varepsilon_t \textbf{(III)}.$$

Esse procedimento, porém, apresenta dois problemas. Quanto a um deles, se se tem defasagem, perdem-se observações, ou seja, para cada defasagem tem-se uma observação perdida. Neste artigo, no entanto, conhecem-se valores observados referentes ao período compreendido entre 1988 e 1997, e levando em consideração a suposição acima citada, o problema é o seguinte: A quantidade produzida depende do preço do ano corrente e dos preços dos nove anos anteriores. Admitindo-se essa defasagem de nove anos, perdem-se, portanto, nove observações. Desse modo, apenas para o ano de 1997, têm-se dez observações para todas as variáveis da equação (**I**). Por conseguinte, para anos anteriores a 1997, necessita-se dos preços anteriores a 1988, que, infelizmente, não estão disponíveis. Assim sendo, haveria insuficiência de observações para se estimar a equação de regressão múltipla convencional. Outro problema que surgiria na estimação da equação (**I**), pelo método de regressão múltipla convencional, é representado pelo número de parâmetros a ser estimado.

Para solucionar esses problemas, intrínsecos ao modelo de regressão múltipla convencional, de acordo com Kalejian e Oates (1978:186), "Os economistas desenvolveram modelos de análise de defasagem distribuída que ou reduzem o número de observações perdidas, devido a suas defasagens, e/ou reduzem o número de parâmetros a serem estimados".

Destarte, serão explicitados neste artigo dois modelos de defasagem distribuída: O de **Koyck** e o de **Almon**. No modelo de **Koyck** se admite que a variável **Y** depende do valor da variável **X** do ano corrente e dos anos anteriores, porém os valores da variável **X** referentes aos anos mais afastados têm menor influência que os valores dos anos mais recentes, ou seja, ponderam-se os efeitos da variável **X**. A influência da variável independente, desse modo, nessa ponderação, diminui geometricamente, à medida em que se afasta no tempo. A formulação de **Koyck** para esses pesos é dada pela equação:

$b_i = \lambda^i b_0$, onde λ é uma constante que assume valores entre zero e um.

A equação que mostra essa relação de dependência formulada por **Koyck**, é:

$$Y_t = a + b_0X_t + (b_0\lambda)X_{t-1} + (b_0\lambda^2)X_{t-2} + ... + (b_0\lambda^k)X_{t-k} + \varepsilon_t \text{ } \mathbf{(IV)}.$$

Entretanto, o modelo de defasagem distribuída de **Koyck** apresenta alguns problemas, pois viola algumas hipóteses do termo perturbação (ε_t), por ser um modelo considerado claramente inflexível. Para se perceberem esses problemas, procede-se da seguinte maneira: Primeiro, defasa-se (**IV**) de um período e depois multiplica-se essa mesma equação pela constante λ:

$$_{t-1} = a + b_0X_{t-1} + (b_0\lambda)X_{t-2} + ... + (b_0\lambda^k)X_{t-k} + \varepsilon_{t-1}\mathbf{(V)}$$

$$\lambda Y_{t-1} = \lambda a + (b_0\lambda)X_{t-1} + (b_0\lambda^2)X_{t-2} + ... + (b_0\lambda^{k+1})X_{t-k-1} + \lambda\varepsilon_{t-1}\mathbf{(VI)}$$

A seguir, subtraindo-se (**VI**) de (**IV**):

$$Y_t - \lambda Y_{t-1} = (a - \lambda a) + b_0X_t - (b_0\lambda^{k+1})X_{t-k-1} + (\varepsilon_t - \lambda\varepsilon_{t-1})$$

$$Y_t = (a - \lambda a) + b_0X_t + \lambda Y_{t-1} - (b_0\lambda^{k+1})X_{t-k-1} + (\varepsilon_t - \lambda\varepsilon_{t-1})\mathbf{(VII)}.$$

Considerando-se que o número de defasagens admitidas na regressão seja considerado grande, pode-se postular que o termo $(b_0\lambda^{k+1})X_{t-k-1}$ seja igual a zero, pois ele será muito próximo desse número, portanto $0 \leq \lambda \leq 1$. Quando λ é elevado a potências progressivamente maiores, esse termo tende a zero. Ademais, admitindo-se que: $(a - \lambda a) = a^*$ e $(\varepsilon_t - \lambda\varepsilon_{t-1}) = v_t$, para simplificar, tem-se:

$$Y_t = a^* + b_0X_t + \lambda Y_{t-1} + v_t\mathbf{(VIII)}.$$

A equação (**VIII**) é bastante simples e poderia ser usada para estimar os parâmetros da equação (**IV**), se se estiver usando o modelo de **Koyck** e se se aceitar a hipótese de $\mathbf{v_t}$ ser igual a zero. Essa equação implica em perda de apenas uma observação. Por conseguinte, conhecidos os valores de a^*, b_0 e

λ, podem-se estimar os valores de todos os parâmetros de (**VIII**).

Então, o modelo de **Koyck** serve para que se reduza o número de observações perdidas e o número de parâmetros a serem estimados. Porém, esse modelo aparentemente exibe um problema no termo que estima a perturbação, pois admite-se que: $v_t = (\varepsilon_t - \lambda\varepsilon_{t-1})$ seja igual a zero. Essa fato, contudo, não acontece, pois,de acordo com Kelejian & Oates (1978:189), ".... se na equação original (IV) ε_t satisfaz as hipóteses básicas do modelo de regressão linear, v_t em (**VIII**), de uma maneira geral, não terá o mesmo comportamento". Por outro lado, a rigidez do modelo de **Koyck** é representada pelo fato do impacto dos períodos passados declinar sucessivamente, de maneira específica.

Outrossim, como o modelo de **Koyck** leva a várias dificuldades e para que as mesmas sejam evitadas, alternativamente, tem-se o modelo de defasagem distribuída de **Almon**. Esse modelo não tem tantos problemas quanto o modelo de **Koyck**, porém, através desse modelo, não se reduz, como no de **Koyck**, o número de observações perdidas (pelo motivo das defasagens). No entanto, ao se usar o modelo de **Almon**, reduz-se o número de parâmetros a serem estimados.

Enquanto no modelo de **Koyck** tem-se uma relação rígida entre os b's, o modelo de **Almon** é mais flexível, pois o comportamento dos **b's** é representado por um polinômio e, de acordo com Kelejian & Oates (1978:191), "...em matemática há um teorema que diz que, sob condições gerais, uma curva pode ser aproximada de um polinômio. A regra para a determinação do grau do polinômio é que o grau deve ser pelo menos uma unidade a mais que o número de pontos extremos da curva. Nesse sentido, ao se aplicar este modelo na regressão, podem-se aproximar as curvas de ofertas a serem estimadas por um polinômio do segundo grau. Logo, como existe tão somente um ponto extremo, com o modelo de **Almon** ter-se-á:

$b_i = \alpha_0 + i\,\alpha_1 + i^2\,\alpha_2$, para i=1, 2, k (**IX**), onde, α_0, α_1 e α_2 são constantes a serem estimadas. Assim, segundo esse raciocínio, quando i=0: $b_0=\alpha_0$, i=1: $b_1=\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2$, i=2: $b_2=\alpha_0+2\,\alpha+4\alpha_2$, e i=k: $b_k = \alpha_0 + k\alpha_1 + k^2\alpha_2$. Dessa maneira, nota-se que $\mathbf{b_i}$ está ligado diretamente à dimensão da própria defasagem i. Assim, admitindo-se que o comportamento dos **b's** é expresso pelo polinômio do segundo grau, procede-se da seguinte maneira

$Y_t = a + b_0X_t + b_1X_{t-1} + b_2X_{t-2} + b_3 X_{t-3} + ... + b_kX_{t-k} + \varepsilon_t$, ε_t, conforme visto na equação (**I**). Para se utilizar o modelo de de **Almon,** substitui-se os **b's** de (**I**) por (**IX**):

$Y_t = a + \alpha_0X_t + (\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2)X_{t-1} + ...+(\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2)b_kX_{t-k} + \varepsilon_t$
$Y_t = a + \alpha_0(\Sigma X_{t-i}) + \alpha_1 (\Sigma\, i X_{t-i}) + \alpha_2(\Sigma\, i^2 X_{t-i}) + \varepsilon_t$ (**X**).,
Para i=0,.......k;

Considerando-se, além disso, que:

$$Z_{1t} = \sum_{i=0}^{k} X_{t-i}$$

$$Z_{2t} = \sum_{i=1}^{k} i\, X_{t-i}$$

$Z_{3t} = \sum_{i=1}^{k} i^2 Xt_{-i}$, tem-se que: $Y_t = a + \alpha_0Z_{1t} + \alpha_1Z_{2t} + \alpha_2Z_{3t} + \varepsilon_t$ (**XII**).

Essa equação expressa um modelo de regressão múltipla, onde $\mathbf{Y_t}$ é a variável dependente e $\mathbf{Z_{1t}}$, $\mathbf{Z_{2t}}$ **e** $\mathbf{Z_{3t}}$, as variáveis independentes. Usando-se a técnica de regressão múltipla, podem-se estimar valores para os parâmetros a, α_0, α_1 e α_2. Assim, facilmente, obtêm-se valores para os parâmetros da equação (**I**), utilizando-se as expressões dos **b's**:

$b_0 = \alpha_0$
$b_1 = \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2$
$b_2 = \alpha_0 + 2\,\alpha_1 + 4\,\alpha_2$
$b_k = \alpha_0 + k\,\alpha_1 + k^2\,\alpha_2$

Isso posto, pelas facilidades do modelo de **Almon,** optou-se pelo uso do mesmo para se estimar a relação defasada entre a quantidade produzida e os preços dos produtos agrícolas. Para tanto, admite-se que os **b's** têm um comportamento definido pelo polinômio do segundo grau e, para que não se percam observações, admite-se também que a produção atual depende do preço corrente e do preço dos quatro anos anteriores. Por conseguinte, tem-se a seguinte equação:

A equação (XIII) representa o modelo econométrico de defasagem distribuída que, ratificando, será usado na estimação de cada curva de oferta proposta neste artigo. Nessa equação, a formação de expectativa está baseada no comportamento dos agricultores, tidos como indivíduos cautelosos, antes de tomarem decisões[3], que se pautam fundamentalmente em atitudes caracteristicamente racionais.

Após a descrição da Metodologia, expõem-se adiante os resultados encontrados nas análises de regressão.

2.3 - ESTIMAÇÃO DAS CURVAS DE OFERTA

Nesta parte, para o agro mato-grossense, estimam-se as curvas de oferta para as culturas de **arroz, feijão, milho e soja**. Nas Tabelas 1, 2, 3 e 4, constam os dados de preços praticados no Estado e quantidade produzida de cada produto.

TABELA 1

Produção (ton) e Preço (R$) de Arroz em Mato Grosso

Ano	Produção (Q_t)	Preço (P_t)
1988	973.675	148,85
1989	890.237	184,21
1990	420.722	203,61
1991	465.826	300,63
1992	850.743	252,33
1993	587.590	318,65
1994	812.439	255,15
1995	762.327	177,49
1996	722.293	165,42
1997*	567.067	172,07

Fonte: EMPAER[4] e IBGE[5].

* Produção até o mês de abril.

* Preço até o mês de setembro.

[3] ibid., p.66.

[4] Empresa Mato-grossense de Pesquisa e Assistência Rural.

[5] Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

TABELA 2

Produção (ton) e Preço (R$) de Feijão em Mato Grosso

Ano	Produção (Q_t)	Preço (P_t)
1988	35.493	518,06
1989	39.828	1.027,72
1990	30.890	932,78
1991	28.029	1.029,74
1992	28.528	836.67
1993	23.893	1.237,81
1994	24.394	1.086,11
1995	23.220	688,07
1996	20.472	707,43
1997*	14.956	631,09

Fonte: EMPAER e IBGE.

* Produção até o mês de abril.
* Preço até o mês de setembro.

TABELA 3

Produção (ton) e Preço(R$) de Milho em Mato Grosso

Ano	Produção (Q_t)	Preço (P_t)
1988	699.832	220,83
1989	801.429	224,69
1990	618.973	208,81
1991	669.683	272,78
1992	763.907	293,53
1993	908.186	353,85
1994	1.163.551	275,65
1995	1.226.157	167,17
1996	1.514.418	206,46
1997*	807.743	218,83

Fonte: EMPAER e IBGE.

* Produção até o mês de abril.
* Preço até o mês de setembro.

TABELA 4

Produção (ton) e Preço(R$) de Soja em Mato Grosso

Ano	Produção (Q_t)	Preço (P_t)
1988	2.694.718	99.94
1989	3.795.435	136.99
1990	3.064.715	136.99
1991	2.738.410	175.50
1992	3.642.743	189.47
1993	4.118.726	215.21
1994	5.319.793	181.94
1995	5.491.426	138.63
1996	5.032.921	117.44
1997*	5.387.885	105.15

Fonte: EMPAER e IBGE.
* Produção até o mês de abril.
*Preço até o mês de setembro.

A partir dos dados contidos nas Tabelas (1, 2, 3 e 4), utilizando-se o modelo de **Almon**, abordado anteriormente, para se estimar as curvas de oferta, primeiramente, faz-se mister estimar os parâmetros da seguinte equação:

$$\mathbf{Q_t = a + \alpha_0 Z_{1t} + \alpha_1 Z_{2t} + \alpha_2 Z_{3t} + \varepsilon_t};$$

Os valores das variáveis dependente (Q_t) e independentes (Z_{1t}, Z_{2t} e Z_{3t}) de cada produto, usados para estimar a equação de regressão acima, estão contidos nas Tabelas abaixo:

TABELA 5

Valores calculados de Z_{1t}, Z_{2t} e Z_{3t} e da quantidade produzida de Arroz

Ano	Q_t	Z_{1t}	Z_{2t}	Z_{3t}
1992	850.743	1.089,63	1.855,88	5.154,56
1993	587.590	1.259,43	2.201,26	6.234,70
1994	812.439	1.330,37	2.539,64	7.291,40
1995	762.327	1.304,25	2.851,96	8.610,80
1996	722.293	1.169,04	2.653,06	8.103,22
1997	567.067	1.088,78	2.560,45	8.270,13

Fonte: dados da pesquisa.

TABELA 6

Valores calculados de Z_{1t}, Z_{2t}, Z_{3t} e da quantidade produzida de Feijão

ANO	Q_t	Z_{1t}	Z_{2t}	Z_{3t}
1992	28.528	4.344,97	8.050,70	22.299,30
1993	23.893	5.064,72	9.805,37	29.794,17
1994	24.394	5.123,11	9.731,49	28.776,63
1995	23.220	4.878,40	10.190,70	30.043,22
1996	20.472	4.556.09	9.920,40	29.559,52
1997	14.956	4.350,51	10.293,14	33.039,66

Fonte: dados da pesquisa.

TABELA 7

Valores calculados de Z_{1t}, Z_{2t} e Z_{3t} e da quantidade produzida de Milho

ANO	Q_t	Z_{1t}	Z_{2t}	Z_{3t}
1992	763.907	1.220,65	2.247,79	6.663,51
1993	908.186	1.353,66	2.364,28	6.858,98
1994	1.163.551	1.404,62	2.594,49	7.323,95
1995	1.226.157	1.362,98	2.955,06	8.697,30
1996	1.514.418	1.296,66	2.954,14	9.150,90
1997	807.743	1.221,96	2.783,15	9.017,59

Fonte: dados da pesquisa.

TABELA 8

Valores calculados de Z_{1t}, Z_{2t}, Z_{3t} e da quantidade produzida de Soja

ANO	Q_t	Z_{1t}	Z_{2t}	Z_{3t}
1992	3.642.743	738,89	1.260,21	3.555,41
1993	4.118.726	854,16	1.499,40	4.316,22
1994	5.319.793	899,11	1.668,61	4.744,43
1995	5.491.426	900,75	1.882,77	5.556,01
1996	5.032.921	842,69	1.906,02	5.834,80
1997	5.387.885	758,37	1.801,36	5.752,78

Fonte: dados da pesquisa.

Os valores de Z_{1t}, Z_{2t} e Z_{3t} e de Q_t estão nas Tabelas 5, 6, , 6, 7 e 8. Esses valores foram obtidos a partir das observações das das Tabelas 1, 2, 3 e 4. Como exemplo dessa estimação, calculam-ım-se os valores de Z_{3t} para o produto arroz no ano de 1992:

$$Z_{3(1992)} = P_{(1991)} + 4P_{(1990)} + 9P_{(1989)} + 16P_{(1988)}$$
$$Z_{3(1992)} = 300,63 + 814,44 + 1.653,89 + 2.381,60 = 5.154,56$$

A seguir, a partir dos dados das Tabelas 5, 6, 7 e 8, usando-se a técnica de regressão múltipla, têm-se as seguintes equações estimadas:

TABELA 9
Equação ($\mathbf{Q_t = a + \alpha_0 Z_{1t} + \alpha_1 Z_{2t} + \alpha_2 Z_{3t} + \varepsilon_t}$) estimada para arroz, feijão, milho e soja.

Cultura	Equação Estimada
Arroz	$QA_t = 1,34 - 2.051,97\, Z_{1t} + 309,29\, Z_{2t} - 785,54\, Z_{3t}$
Feijão	$QF_t = 26.331,66 + 5,68\, Z_{1t} + 1,56\, Z_{2t} - 1,58\, Z_{3t}$
Milho	$QM_t = -1,15 - 113,53\, Z_{1t} + 1.942,55\, Z_{2t} - 349,89\, Z_{3t}$
Soja	$QS_t = -1,63 + 169,41\, Z_{1t} + 3.773,31\, Z_{2t} - 291,66\, Z_{3t}$

Isso posto, após se conhecer a, α_0, α_1 e α_2, contidos na Tabela 9, podem-se estimar os coeficientes angulares das curvas de oferta: $\mathbf{b_0}$, $\mathbf{b_1}$, $\mathbf{b_2}$, $\mathbf{b_3}$ e $\mathbf{b_4}$. Relembrando-se, a expressão dos b's: $b_i = \alpha_0 + i\,\alpha_1 + i^2\,\alpha_2$, para i = 1, 2, 3 e 4. Na Tabela 10, constam as estimativas dos **b's**.

TABELA 10
Valores de b_0, b_1, b_2, b_3 e b_4 para os produtos Arroz, Feijão, Milho e Soja

$b_i = \alpha_0 + i\,\alpha_1 + i^2\,\alpha_2$	Arroz	Feijão	Milho	Soja
$b_0 = \alpha_0$	-2.051,97	5,68	-113,50	169,41
$b_1 = \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2$	259,78	5,66	1.479,34	3.651,06
$b_2 = \alpha_0 + 2\alpha_1 + 4\alpha_2$	1.000,45	2,48	2.372,80	6.549,39
$b_3 = \alpha_0 + 3\alpha_1 + 9\alpha_2$	170,04	-3,86	2.566,88	8.864,40
$b_4 = \alpha_0 + 4\alpha_1 + 16\alpha_2$	-2.231,45	-13,36	2.061,58	10.596,09

Fonte: dados da pesquisa.

Abaixo (Tabela 11), inserem-se as curvas de oferta estimadas, com defasagem de quatro anos:

TABELA 11

Equações estimadas de curvas de oferta para arroz, feijão, milho e soja

Equações estimadas de curvas de oferta
$QA_t = 1{,}34 - 2.051{,}97P_t + 259{,}78P_{t-1} + 1.000{,}45P_{t-2} + 170{,}04P_{t-3} - 2.231{,}45P_{t-4}$
$QF_t = 26.331{,}66 + 5{,}68P_t + 5{,}66P_{t-1} + 2{,}48P_{t-2} - 3{,}86P_{t-3} - 13{,}36P_{t-4}$
$QM_t = -1{,}15 - 113{,}53P_t + 1.479{,}13P_{t-1} + 2.372{,}01P_{t-2} + 2.565{,}11P_{t-3} + 2.058{,}43P_{t-4}$
$QS_t = -1{,}63 + 169{,}41P_t + 3.651{,}06P_{t-1} + 6.549{,}39P_{t-2} + 8.864{,}40P_{t-3} + 10.596{,}09P_{t-4}$

Fonte: dados da pesquisa.

OBS: QA_t = equação para curva de oferta para arroz.
QF_t = equação para curva de oferta para feijão.
QM_t = equação para curva de oferta para milho.
QS_t = equação para curva de oferta para soja.

De acordo com a hipótese anteriormente formulada, os coeficientes angulares $\mathbf{b_0}$, $\mathbf{b_1}$, $\mathbf{b_2}$, $\mathbf{b_3}$ **e** $\mathbf{b_4}$ teriam sinais positivos. Sob essa perspectiva, adiante, passa-se a discutir, separadamente, as quatro equações estimadas.

A equação estimada para a curva de oferta da cultura do arroz apresentou sinal negativo para os coeficientes angulares $\mathbf{b_0}$ e $\mathbf{b_4}$, enquanto $\mathbf{b_1}$, $\mathbf{b_2}$ e $\mathbf{b_3}$ apresentaram sinal positivo. Atendo-se aos respectivos períodos de tempo, os coeficientes angulares que apresentaram sinal positivo, indicam que a relação causal entre o preço e a quantidade produzida é direta, ou seja, quando o preço do arroz se elevou, a quantidade produzida também experimentou crescimento. Por outro lado, os coeficientes negativos sinalizam que a relação causal entre preço e quantidade produzida é inversa, isto é, quando o preço aumentou, a quantidade produzida decresceu. Nesse caso, a reação do produtor, muito provavelmente, pode ter sido influenciada pelos preços vigentes no mercado internacional, posto que os preços considerados neste arquivo se tratam de preços coletados/praticados em Mato Grosso. No entanto, o comportamento do produtor, ratificando, pelo fato de o arroz ser um bem também de exportação, pode ter sido explanado pelos níveis do preço do arroz praticados no mercado internacional, e não no nacional.

A equação estimada para a curva de oferta do feijão apresentou sinal positivo para $\mathbf{b_0}$, $\mathbf{b_1}$ e $\mathbf{b_2}$ e sinal negativo para $\mathbf{b_3}$ e b_4 . Portanto, considerando-se os preços corrente e dos dois primeiros anos anteriores, o produtor de feijão se mostra racional em relação à variação de preços, ou seja, quando esses preços foram majorados, a produção de feijão se elevou. Isso confirma a hipótese do coeficiente angular ser positivo para o feijão. Porém, para anos mais distantes, considerando-se as defasagens temporais, isso não acontece, talvez porque os preços de anos passados, pelo fato de estarem bastante distantes no tempo, já estejam apagados da memória do produtor.

A equação estimada para a curva de oferta do milho apresenta interpretação semelhante à cultura do arroz, pois o coeficiente $\mathbf{b_0}$ apresentou sinal negativo e os demais se comportam de acordo com a hipótese formulada. Pode-se compreender tal situação partindo-se do pressuposto que o milho seja um bem exportável e, no período corrente, o preço externo esteja predominando na determinação da produção.

Por fim, a equação estimada para a curva de oferta da soja apresentou sinal positivo para todos os coeficientes angulares. O produtor de soja se comporta de acordo com a lógica neoclássica e para esse produto a hipótese formulada é confirmada. Os preços, assim, são os principais determinantes da quantidade produzida de soja. A relação causal entre preço e quantidade produzida é positiva, isto é, o aumento de preço mantém relação funcional direta com a quantidade produzida de soja.

2.4 - COMENTÁRIOS FINAIS

Neste arquivo, estudou-se a existência ou não de racionalidade dos produtores de arroz, feijão, milho e soja. Essa racionalidade se refere ao comportamento desses produtores em relação à determinação de quanto produzir em função das variações nos preços desses produtos.

A partir de séries temporais de preços e quantidades produzidas no Estado de Mato Grosso no período de 1988-1997, com recorrência ao modelo de defasagem distribuída de **Almon**, foram estimadas quatro equações de regressão.

Os sinais dos coeficientes angulares encontrados, de forma geral, confirmaram a hipótese formulada, ou seja, na maioria dos casos investigados, o produtor é influenciado a produzir mais a partir de preços maiores e menos a partir de preços menores. Em outras palavras, verificou-se a existência de relação causal direta entre preço e quantidade produzida.

Contudo, em alguns casos, a hipótese formulada foi refutada. Nesse caso, a causa explicativa para o fato pode ser dada pela supremacia do preço do mercado internacional sobre o doméstico na determinação da quantidade produzida de cada bem.

No caso de não aceitação da hipótese formulada, como se está admitindo que outras variáveis determinantes da quantidade produzida permanecem constantes, a explicação pode estar relacionada aos preços internacionais, dado que parte do arroz, soja e feijão produzidos em Mato Grosso é exportado e, nesse período, o produtor pode ter sido influenciado pelos preços externos, já que os preços utilizados neste arquivo se tratam de preços praticados em Mato Grosso.

Por oportuno, é importante realçar que, no caso da soja, o produtor se comporta de acordo com a hipótese considerada neste artigo, ou seja, todos os coeficientes angulares dessa cultura apresentaram sinal positivo. Destarte, no período considerado, a quantidade produzida de soja está diretamente relacionada com os preços desse produto. Essa evidência reforça o acentuado papel que a soja vem desempenhando nos últimos anos no agro mato-grossense, posto que, nos anos mais recentes, em cenário de acentuado endividamento externo do País, a soja vem se constituindo no principal produto da pauta de exportação do Estado.

Por fim, é relevante registrar que o fato de estar inferindo a existência de racionalidade econômica do produtor agrícola mato-grossense, não se está excluindo os pequenos produtores dessa inferência, posto que é do conhecimento coletivo que, esses agentes, desde o clássico livro de T. A. Schultz: "*Transforming Tradicional Agriculture*", publicado em 1964, se comportam racionalmente, ponderando cuidadosamente suas atitudes e ações econômicas.

2.5 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARAÚJO, Paulo F. Cidade de - ***Desenvolvimento da Agricultura***, São Paulo, Pioneira, 1975.

CARVALHO, Luiz C.P. - ***Agricultura e Desenvolvimento Econômico***, Manual de Economia, pp. 501-507, Segunda Edição, São Paulo, Saraiva, 1992.

EICHER, Carl K. & STAATZ, John M. - ***Agricultural Development in the Third World***, Segunda Edição, London, 1984.

EMPAER, Cuiabá, Boletins de Preços, mimeo, 1997.

FERGUSON, C.E. - ***Teoria Microeconômica.*** Rio de Janeiro, Forense Universitária, 1987.

FRIEDMAN, Milton - ***Teoria dos Preços***. Tradução Maria P. F. do Nascimento Silva, revisão técnica Almir G. de Oliveira, Rio de Janeiro, Apec,1971.

IBGE, Boletins de Preços, mimeo, 1997.

KELEJIAN, Harry H. & OATES, Wallace E. - ***Introdução à econometria: princípios e aplicações***, Rio de Janeiro, Campus, 1978.

KMENTA, Jan - ***Elements of Econometrics,*** Editora Atlas, 1978.

MELO, Fernando Homem *et alii* - ***A questão da produção e do abastecimento alimentar no brasil: um diagnóstico macro com cortes regionais***. Brasília, IPEA/IPLAN, PNUD, Agência Brasileira de Cooperação, 1988.

MONTORO FILHO, André Franco - ***Teoria Elementar do Funcionamento do Mercado***, **Manual de Economia**, pp. 101-132, Segunda Edição, São Paulo, Saraiva, 1992.

MUNHOZ, Dércio Garcia - ***Economia Aplicada - técnicas de pesquisa e análise econômica,*** Brasília, Editora da UnB, 1989.

PEREIRA, Benedito Dias - ***Industrialização da Agricultura de Mato Grosso,***. Cuiabá, EdUFMT,1995.

PINDYCK, Robert S. e Rubinfild, Daniel L. - ***Microeconomia.*** Tradução: Pedro Catunda, revisão técnica Roberto L. Troster, São Paulo, Makron Books, 1994.

PINHO, Diva Benevides - ***Evolução da Ciência Econômica***, **Manual de Economia**, pp. 31-57, Segunda Edição, São Paulo, Editora Saraiva, 1992.

SCHULTZ, Teodore A. **Transforming Tradicional Agriculture.** New Haven: Yale University Press, 1964.

WATSON, Donald Stevenson - ***Microeconomia***. Tradução: Auriphebo B. Simões, revisão técnica Vicente U. de Almeida, São Paulo, Saraiva, 1979.