

Funções de Oferta Agrícola

VARIAÇÕES ESTACIONAIS E REGIONAIS

S. Brandt, L. Hirata
F. C. Carvalho, O. Cintra Filho (1)

1 — IMPORTÂNCIA E OBJETIVOS

A análise empírica das relações de oferta agrícola teve seu primeiro impulso, entre nós, nos últimos quatro anos. Seus principais objetivos foram os de fornecer instrumentos mais sofisticados para orientação da política de garantia de preços mínimos para a agricultura e para previsão de produção futura, no sentido de orientar a política de abastecimento no curto prazo (2).

A implementação de políticas de preços mínimos, subsídios para insumos, estímulos de exporta-

ção, controle de importações e impostos, constitui matéria da esfera do Governo Federal. As quantificações citadas, das estruturas de oferta agrícola, têm sido utilizadas na formulação da política nacional de estímulo ao desenvolvimento de nossa agricultura (3). Novos estudos, neste setor, podem contribuir para aperfeiçoamento destas políticas.

Se por um lado os estudos estruturais de oferta tiveram alguma utilidade na formulação de política, por outro lado, eles parecem ter sido pouco ou nada utilizados em previsão e orientação

- (1) Engenheiro-Agrônomo, Ph. D., do Instituto de Economia Agrícola do Estado de São Paulo; Quintanista de Agronomia, da E.S.A.L.Q. — Universidade de São Paulo; Engenheiro-Agrônomo, do Instituto de Economia Agrícola do Estado de São Paulo; e Engenheiro-Agrônomo, do Curso de Pós-Graduação em Ciências Sociais Rurais da E.S.A.L.Q. USP.
- (2) Para uma revisão destes primeiros trabalhos, ver BRANDT, S. A. — Estimativas da Oferta de Produtos Agrícolas no Estado de São Paulo, em *Anais da IV Reunião da SOBER*, São Paulo, 1965, p. 323-48; e DELFIM NETO, A. et alii. *Agricultura e Desenvolvimento Econômico*. São Paulo: Estudos ANPES n.º 5, 1966, 212 p.
- (3) Veja-se, por exemplo, Ministério do Planejamento e Coordenação Econômica. *Plano Decenal de Desenvolvimento Econômico e Social*. Tomo IV (Agricultura e Abastecimento), Vol. 2 (Abastecimento), Versão Preliminar, 1967, 140 p. É bastante óbvio, naquele Plano, que os resultados dos primeiros estudos econométricos da oferta agrícola tiveram impacto substancial na seleção de premissas básicas da política de desenvolvimento agrícola. Ver especialmente p. 20-27.

de produção (4). É bastante possível que isto se deva às deficiências dos próprios modelos empregados. Mais especificamente, os modelos "projetivos" de oferta pecavam pelo alto grau de agregação, ignorando, por exemplo, diferenciais regionais e estacionais no grau de resposta da produção agrícola aos estímulos econômicos.

Estudos anteriores, conduzidos entre nós, tiveram porém o mérito de trazer o problema da oferta agrícola para o campo da economia "positiva". Seus modelos postularam que o nosso agricultor se comporta como um "homem econômico" e trouxeram algum apoio à tese da agricultura "pobre mas eficiente" (5).

Conquanto estes estudos tenham indicado elasticidades de oferta a curto-prazo menores que a unidade, e portanto oferta inelástica no sentido clássico da definição, eles indicaram magnitudes suficientes para terem relevância em planejamento agrícola (6).

É neste estágio de análise empírica e delimitação política, que formulamos as hipóteses do presente trabalho e sugerimos uma metodologia para sua averiguação.

O objetivo geral deste trabalho é o de fazer estimativas de elasticidade de oferta de produto agrícola selecionado, em níveis de agregação regional menor que Estado ("regiões") e de agregação temporal menor que ano agrícola ("estações").

Especificamente, utilizamos um modelo estatístico de covariância, com dois tipos de tratamento (oito regiões e duas estações), quatro repetições (anos agrícolas), uma variável contínua independente (preço corrigido retardado) e uma variável contínua dependente (produção corrente), para obter estimativa mais recente de elasticidade de oferta. O produto selecionado é o feijão. Foram consideradas duas safras anuais ou "estações" de produção ("seca" e "águas"), de feijão (7).

Deve ser evidente que a estimativa de elasticidade de oferta e as previsões de produção, em bases regional e estacional, obtidas na presente pesquisa, podem contribuir para aperfeiçoamento das políticas de preço e de abastecimento.

2 — MODELO ECONÔMICO

Na teoria econômica, a relação ou função da oferta indica que a

(4) Para equações estimativas de oferta utilizáveis em previsão de produção, ver BRANDT, S. A.; VIANNA NETTO, L. C. e CARVALHO, F. C. — Projeções de Safra de Produtos Agrícolas Selecionados no Estado de S. Paulo, 1964-65. São Paulo: Divisão de Economia Rural, 1965, Mimeog., 14 p.

(5) Esta idéia é apresentada por SCHULTZ, T. W. A. — Transformação da Agricultura Tradicional. Rio: Zahar Editores, 1965. p. 46-61.

(6) Uma exceção parece ser o resultado obtido no estudo econométrico de DIAS, G. L. S. — Alguns Aspectos da Pecuária e Corte na Região Centro-Sul. S. Paulo: Estudos ANPES N.º 7, 1966, 58 p. Em seu estudo, aquele autor não conseguiu identificar a relação de oferta de carne bovina em seu sistema de equações simultâneas. Parece, entretanto, a estes autores, que isto se deveu à má definição da variável preço na equação de oferta.

quantidade produzida de um determinado produto é uma função direta do preço esperado deste produto. Outras coisas permanecendo constantes, variações em preços do produto tendem a resultar em variações, no mesmo sentido, na quantidade produzida do produto. Entretanto, "outros fatores" não permanecem constantes ao longo tempo, nem são idênticos em diferentes regiões geo-econômicas.

Sabe-se que, no Estado de São Paulo, o feijão é cultivado, na safra das águas, intercalado com milho e, em escala bastante reduzida, intercalado com café. Na safra da seca, a cultura do feijão não é cultivada em consorciação com nenhuma outra cultura, nem parece constituir exploração competitiva para nenhuma outra exploração agrícola (8).

Preços de fatores de produção, tais como fertilizantes e defensivos agrícolas, podem constituir variáveis importantes na determinação da quantidade produzida de um produto e, como tal, constituem deslocadores da curva de oferta do mesmo. Entretanto, estimativas anuais de "despesas com materiais consumidos" na lavoura de feijão, neste Estado, mostraram que tais recursos

não oneram de modo significativo as despesas totais de produção (9).

Por outro lado, diferenças regionais em nível tecnológico de produção, fertilidade de solo e competição intercultural, podem afetar tanto o resultado quantitativo da produção de feijão como o grau de resposta (elasticidades) dos produtores, face aos estímulos econômicos. Assim, *ceteris paribus*, é de se esperar que regiões com nível tecnológico de produção relativamente elevado apresentem maiores níveis de produção e maiores elasticidades de oferta. Como se notou acima, a competição inter-cultural só parece afetar a produção de feijão na safra das águas. Estatisticamente, isto poderia ser evidenciado por interação regiões-estações significativa. A fertilidade do solo, sendo diferente entre regiões do Estado, deve ter efeito similar ao efeito da tecnologia, deslocando e afetando a forma da função de produção.

Variações estacionais em condições climáticas (precipitação e temperatura) e de competição inter-cultural podem afetar substancialmente o resultado físico da produção e a sensibilidade da produção face à variações em pre-

- (7) Estudo anterior sobre a oferta de feijão no Estado de São Paulo não considerou diferenciais de oferta regional e estacional. Ver BRANDT, S. A.; LINS, E. R. e CIBANTOS, J. S. — Funções de Oferta de Feijão a Curto Prazo. S. Paulo: Divisão de Economia Rural, 1965, Mimeog., 19 p. Além disso, as estimativas obtidas naquele estudo representavam elasticidades médias para o período 1948-64. No presente estudo, deixa-se margem a possíveis mudanças estruturais na oferta do produto ao longo do tempo.
- (8) Ver BRANDT, S. A.; LINS, E. R. e CIBANTOS, J. S. — Op. Cit., p. 5-9; e MENEGARIO, A. — Cultura do Feijão. Campinas: DATE-SIR, 1964, Mimeog., p. 50-81.
- (9) Ver, por exemplo, Divisão de Economia Rural. **Agricultura em São Paulo**, Anos IX e XIII, N.ºs 2 e 5/6, p. 28 e p. 34, respectivamente.

ços e em outros fatores ⁽¹⁰⁾. Variações climáticas parecem constituir deslocadores da função de oferta e, neste aspecto, podem afetar o grau de resposta relativa dos produtores. O efeito de diferenciais de competição intercultural foi discutido acima e não necessita de novas ilustrações.

Experimentos anteriores, com diferentes modelos econométricos de oferta de feijão, utilizando séries anuais agregadas em nível de Estado, mostraram que um mecanismo de resposta tomado com retardamentos distribuídos, considerado realista na análise de outros produtos agrícolas, não poderia ser considerado realista na análise da oferta de feijão ⁽¹¹⁾.

Pressupõe-se aqui, que a produção de feijão na estação ou safra t é influenciada pelo preço médio real observado no período $(t - 1)$ de três meses que antecedem o plantio da safra t .

Assim, a safra obtida na estação das águas, que cobre os meses de outubro a janeiro, seria determinada, pelo menos em parte, pelo preço médio real observado nos meses de julho a setembro, inclusive. E a safra obtida na estação da seca, que cobre os meses de fevereiro a junho, seria determinada, em parte, pelos preços médios reais que prevaleceram nos meses de novembro, dezembro e janeiro próximos passados.

Resta aqui, definir a variável

dependente na função de oferta de feijão. Alguns autores sugerem razões para desagregar a quantidade produzida em suas componentes de área e rendimento ⁽¹²⁾. Primeiro, não há razão para esperar que os produtores reajam da mesma maneira, com seus insumos de terra e com seus insumos de trabalho, fertilizantes, defensivos e outros que não a terra. Em segundo lugar, variações climáticas devem gerar maior variabilidade em rendimento do que em área. As relações área-preço podem ser encaradas como um limite inferior da curva de oferta, visto que variações em rendimento, induzidas por variações em preços, seriam adicionais ao efeito da área.

Observa-se que, nos últimos vinte anos, a área total (safra das águas e da seca), cultivada com feijão, no Estado de São Paulo, cresceu numa taxa média anual de 2,3%. No mesmo período, o rendimento cultural sofreu um decréscimo médio anual de 2,2%. Disto resultou um acréscimo médio na produção, no mesmo período, de apenas 0,1% ao anos.

A despeito da inegável crudeza exigida por razões de natureza empírica, podemos expressar a quantidade produzida de feijão numa dada safra, numa determinada região, como uma função do preço real de feijão no período antecedente ao plantio, e de va-

(10) Ver MENEGARIO, A. — Op. Cit., p. 28-30.

(11) Consultar BRANDT, S. A. — Op. Cit., p. 323-48; e BRANDT, S. A.; LINS, E. R. e CIBANTOS, J. S. — Op. Cit., p. 10.

(12) Por exemplo, FALCON, W. P. e GOTSCH, C. H. — Relative Price Response, Economic Efficiency and Technological Change: A Study of Punjab Agriculture. Cambridge: Harvard University, Economic Development Series, Report N.º 11, 1967, 14 p.

riáveis discretas indicadoras da localização regional, da estação e do ano, e podemos testar as hipóteses sugeridas neste estudo.

Matematicamente, esta função pode ser descrita por meio de modelo linear aditivo:

$$(1) Y_{ijk} = M + T_i + R_j + A_k + B(x_{ijk} - \bar{x} \dots) + E_{ijk}$$

onde Y_{ijk} é a produção de feijão obtida na região i , na estação ou safra j , no ano k ; M é a produção média geral; T_i é o efeito diferencial devido à região i ; R_j é o efeito diferencial devido à estação j ; A_k é o efeito diferencial devido ao ano k ; B é o coeficiente de regressão linear de quantidade sobre preço; x_{ijk} é o preço real de feijão observado na região i , no período que antecede à safra ou estação j , no ano k ; $\bar{x} \dots$ é o preço real médio geral de feijão; e E_{ijk} é a componente de erro aleatório que, presume-se, é NID com média zero e variância constante. Presume-se ainda que a variável preço seja fixa e medida sem erro; que a regressão de quantidade produzida sobre preço real retardado seja linear e independente de tratamentos e de repetições (anos), após a remoção das diferenças devidas a tra-

tamentos (regiões e estações) e repetições (anos). Em outras palavras, presume-se que os tratamentos não afetam o nível de preços de feijão; e que a regressão de quantidades sobre o preço é estável ou homogênea. A suposição de homoscedasticidade do erro é necessária para validade dos testes "t" de Student e "F" de Snedecor.

3 — MATERIAL E MÉTODOS

Os dados estatísticos utilizados nesta pesquisa são séries de preços (julho de 1963 a setembro de 1967), e de produção (estação das águas de 1963-64 até estação da seca de 1966-67), obtidas e publicadas pelo Instituto de Economia Agrícola da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo.

As séries de preço foram corrigidas pelo Índice de Preços Agrícolas (Nível de produtor) publicado periodicamente pela Fundação Getúlio Vargas em *Conjuntura Econômica*.

As séries regionais de produção foram agregadas em oito regiões ou zonas, para as quais existem séries correspondentes de preços (13). O Quadro 1 apre-

- (13) Região 1 (Araçatuba) incluindo as Chefias de Extensão Agrícola (C.E.A.) de Araçatuba, Bauru e Jaú; Região 2 (Avaré) incluindo as C.E.A. de Avaré e Itapetininga; Região 3 (Campinas) incluindo as C.E.A. de Campinas, Piracicaba e S. João da Boa Vista; Região 4 (Marília) incluindo a C.E.A. de Marília; Região 5 (Presidente Prudente) incluindo a C.E.A. de Presidente Prudente; Região 6 (Ribeirão Preto) incluindo as C.E.A. de Ribeirão Preto e Bebedouro; Região 7 (S. José do Rio Preto) incluindo a C.E.A. de S. José do Rio Preto; e, Região 8 (S. Paulo-Taubaté) incluindo as C.E.A. de S. Paulo, Registro e Taubaté. Para os Municípios componentes de cada uma das C.E.A., ver *Divisão de Economia Rural, Agricultura em S. Paulo*, Ano IX, N.º 5, maio 1962, p. 53-60. Esta regionalização do Estado de São Paulo foi a utilizada, aproximadamente, até o ano de 1967, e não deve ser confundida com a nova divisão regional, adotada à partir do ano corrente.

senta as séries de preços corrigidos retardados e de produção de feijão em oito regiões e duas estações ou safras, nos anos agrícolas de 1963-64 a 1966-67, no Estado de São Paulo.

Na análise de covariância, as estimativas dos parâmetros (\hat{M} , \hat{T} , \hat{R} , \hat{A} e \hat{B}) são estimativas de mínimos quadrados. Para estas estimativas, a equação (2) é correta:

$$(2) \sum_{ijk} [Y_{ijk} - \hat{M} - \hat{T}_i - \hat{R}_j - \hat{A}_k - \hat{B} (x_{ijk} - \bar{x} \dots)] = 0.$$

Isto é, a soma de todos os desvios é igual a zero. Além dis-

so, a soma de quadrados destes desvios é um mínimo.

As equações (3), (4), (5), (6) e (7), definem as estimativas dos parâmetros de covariância:

$$(3) \hat{M} = \bar{Y} \dots$$

$$(4) \hat{T} = \bar{Y}_{i \dots} - \bar{Y} \dots - \hat{B} (\bar{x}_{i \dots} - \bar{x} \dots)$$

$$(5) \hat{R} = \bar{Y}_{. j \dots} - \bar{Y} \dots - \hat{B} (\bar{x}_{. j \dots} - \bar{x} \dots)$$

$$(6) \hat{A} = \bar{Y}_{\dots k} - \bar{Y} \dots - \hat{B} (\bar{x}_{\dots k} - \bar{x} \dots)$$

$$(7) B = \frac{E x y}{E x x}$$

QUADRO 1. — Estimativas de Preços Reais Retardados e de Produção Corrente de Feijão em Oito Regiões, Duas Estações e Quatro Anos Agrícolas, no Estado de São Paulo, 1963-67.

REGIÃO	Ano Agrícola								
	Estação ou Safra (a)								
	1965/66		1964/65		1963/64		1966/67		
	Ago	Set	Ago	Set	Ago	Set	Ago	Set	
Araçatuba	X	734	440	376	377	481	586	834	619
	Y	88	175	258	156	141	161	183	116
Avaré	X	708	409	398	371	452	562	768	562
	Y	527	438	625	506	354	824	536	368
Campinas	X	783	461	385	361	503	592	810	614
	Y	455	338	206	197	88	196	145	216
Marília	X	700	480	395	382	426	549	757	553
	Y	140	148	123	214	182	160	174	111
Pres. Prudente	X	680	403	391	347	453	561	866	552
	Y	120	75	240	98	126	107	284	87
Ribeirão Preto	X	756	483	425	376	483	621	850	630
	Y	72	96	128	101	88	95	139	128
S. J. Rio Preto	X	749	514	435	392	425	575	838	608
	Y	42	55	103	81	79	100	72	50
S. P. - Taubaté	X	721	426	390	380	515	644	857	504
	Y	96	66	67	47	50	21	67	24

a) Onde AG indica estação ou safra das águas; SE indica estação ou safra da seca; X indica preço médio corrigido de feijão nos três meses que antecederam à estação j, expresso em cruzeiros novos de 1953, por saca de 50 quilos; Y indica produção corrente (estação j) de feijão, expressa em milhares de sacas de 60 quilos.

onde Exy e Exx são soma de produto de desvios e soma de quadrados de desvios para o erro, respectivamente.

Para se obter previsões de produção futura é necessário, primeiro, que se faça projeção (e.g. por meio de uma regressão linear de tendência da produção total anual de feijão do Estado), da produção para o ano seguinte. Este valor entra na equação (6) em lugar do termo $y \dots k$. Em segundo lugar, deve-se “deflacionar” o preço observado de feijão por meio do índice indicado acima. Este preço deve se referir a uma média dos três meses anteriores à safra ou estação para a qual se pretende fazer a projeção. Este valor entra também, na equação (6) no lugar do termo $\bar{x} \dots k$. Os outros termos da equação (6), são apresentados neste estudo. Com todos estes valores estima-se o efeito diferencial A_k devido ao ano futuro. A este, juntam-se as estimativas dos outros efeitos diferenciais, média e coeficiente, apropriados, apresentados neste trabalho, entrando-se finalmente na equação (1). O valor obtido Y'_{ijk} é a produção projetada de feijão na região i , na estação j , no ano futuro.

4 — RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados da partição de somas de quadrados e somas de produtos, assim como a estimativa do coeficiente de regressão e a elasticidade de oferta derivada são apresentadas no Quadro 2.

A estimativa do coeficiente de regressão parcial ($B = 0,307$) indica que, uma vez “retirados” os efeitos diferenciais devidos à estações, regiões e anos, para uma unidade de variação em preços reais de feijão, é de se esperar uma variação de aproximadamente 0,31 unidades, no mesmo sentido, na produção de feijão. A elasticidade da oferta de feijão, estimada nas médias de preços e produção, para o “curto-prazo” (estação) é de ordem de 0,10. Isto indica que, *ceteris paribus*, uma variação de 10% no preço real do feijão tende a resultar numa variação, no mesmo sentido, de aproximadamente 1% na produção de feijão, no curto-prazo.

Esta estimativa é inferior à elasticidade de oferta de feijão obtida em estudo anterior que utilizou séries anuais não desagregadas regionalmente (14). Ambas, entretanto, indicam alta potencialidade do emprêgo da política de garantia de preços mínimos como variável instrumental, neste Estado. É necessário, também, no caso da cultura do feijão que a fixação de preços garantidos se faça com alguma antecedência a cada uma das duas épocas de plantio.

Entretanto, a queda de 2,2% a.a. no rendimento cultural evidencia uma queda contínua no nível tecnológico da cultura, indicando que uma política de sustentação de preços deveria ser acompanhada de uma política visando a estabilização ou recuperação do nível tecnológico da produção de feijão. A expansão da

(14) $E_n = 0,4$. Vide BRANDT, S. A.; LINS, E. R. e CIBANTOS, J. S. — Op. Cit., p. 11-19.

QUADRO 2. — Partição de Somas de Produtos e Somas de Quadrados para Análise de Covariância e Estimativas de Coeficientes de Regressão e de Elasticidade de Oferta (a)

Fonte de Covariação	Grau de Liberdade	Soma de Quadrados e de Produtos			\hat{E}	Ep
		x^2	xy	y^2		
Total	63	1 493 987	10 789	1 570 268
Anos (A)	3	16 911 402	5 580 565	1 823 878
Regiões (T)	7	19 856	80 254	1 237 815
Estações (R) ...	1	181 689	23 604	3 066
T X R	7	118 233	6 426	21 074
Erro	45	18 322 078	5 620 000	2 132 190	0,307	0,10

(a) Dados do Quadro 1. Decimais suprimidas.

área cultivada, de ordem superior a 2% ao ano, representa prejuízo crescente, pelo menos na safra das águas, para a cultura do milho e, em menor escala, para a cultura de café. Além disso a possível expansão da área cultivada com feijão não-consorciado, na safra das águas, representaria redução da área utilizada com outras culturas.

Conquanto as estimativas obtidas em trabalhos presente e passado, constituam apenas sugestões (em vista de seu caráter estático e simplificado) elas indicam a necessidade de revisão constante da política de preços agrícolas, sob condições da tecnologia crescente ou deteriorante. A maior inelasticidade relativa da oferta de feijão em período mais recente faz crer que, no futuro, a elasticidade de preço da oferta de feijão continuará a decrescer, em virtude, pelo menos em parte, da queda esperada nos rendimentos culturais de feijão.

O Quadro 3 apresenta as estimativas de produção média e de preço real médio de feijão, nas oito regiões, duas estações e quatro anos considerados neste estudo. Estas médias podem ser utilizadas para estimativa dos parâmetros de covariância, tal como indicadas no Capítulo anterior, com o fito de se obter previsões ou projeções de produção regional estacional.

O Quadro 4 apresenta os resultados da análise de covariância de produção de feijão ajustada para regressão de produção sobre preço real de feijão. Como era de se esperar, as médias regionais de produção (Quadro 3), são estatisticamente diferentes ao nível de 1%, mesmo quando ajustadas para o efeito de preços.

Por outro lado, as médias estacionais de produção $y_{.1.} = 187.438$; e $y_{.2.} = 179.193$ sacas de 60 quilos (onde $i = 1$: estação das águas, e $i = 2$: estação da seca), não são estatística-

QUADRO 3. — Médias Estimadas de Produção e de Preço Real de Feijão para Tratamentos e Repetições (a)

Tratamento ou Repetição	$y_{i..}$	$\bar{X}_{i..}$	$y_{.j.}$	$\bar{X}_{.j.}$	$y_{..k}$	$\bar{X}_{..k}$
Região						
(1)	159,750	555,875				
(2)	522,250	528,750				
(3)	230,125	563,625				
(4)	156,500	530,250				
(5)	142,125	531,625				
(6)	105,875	578,000				
(7)	72,750	567,000				
(8)	54,750	554,625				
Estações						
(1) Águas			187,438	604,500		
(2) Sêca			179,193	497,938		
Ano						
(1) 1964					183,188	590,438
(2) 1965					196,875	386,312
(3) 1966					173,250	526,750
(4) 1967					168,750	701,375

(a) FONTE: Dados do Quadro 1.

mente diferentes nem ao nível de 10%, quando ajustadas para regressão de produção sobre preço real.

O nível médio estimado de preços reais de feijão é substancialmente mais alto para a safra das águas do que para a safra da sêca. Não se testou a significância estatística desta diferença. Tal discrepância poderia afetar a validade do teste de F para médias estacionais ajustadas.

Sabe-se que na estação da sêca o feijão é cultivado de forma não-consorciada, não representando uso alternativo da terra para nenhuma outra exploração. Expansão da área cultivada com feijão da sêca, obtida através de estímulo

de preço garantido, poderia constituir uma forma de obtenção de maior suprimento anual de feijão, sem uma concomitante redução no suprimento de outros produtos. É sabido também, que o feijão da "sêca" se presta melhor à armazenagem e alcança maiores preços relativos no mercado.

A interação regiões x estações, estatisticamente significante, indica que as diferenças em produções estacionais médias variam entre regiões de uma tal maneira que nem o fator aleatório nem a hipótese nula podem explicar. A hipótese nula especificava que a interação regiões x estações não seria significante, na medida em

QUADRO 4. — Análise de Covariância de $(\hat{y} - Bx)$ para os Dados dos Quadros e e 2

Fonte de Covariação	Graus de Liberdade	Soma de Quadrados	Quadrado Médio	F
Regiões + Erro	51	1 696 856,14	33 271,69	
Diferença para Testar Médias Regionais Ajustadas	7	1 288 510,52	184 072,93	19,834**
Estações + Erro	45	413 970,53	9 199,35	
Diferença para Testar Médias Estacionais Ajustadas	1	5 624,91	5 624,91	0,606N.S.
Regiões + Estações + Erro	51	2 813 975 385,5	55 175 987,90	
Diferença para Testar Interação (T+R) Ajustada	7	2 813 567 039,94	401 938 148,0643	309,59**
Erro	44	408 345,62	9 280,58	

(**) Indica significância ao nível de 1%.

(N.S.) Indica não significância nem ao nível de 10%.

que a competição intercultural afetasse igualmente a produção de feijão das safras das águas e da seca. Os preços médios regionais de feijão diferem pouco mais do que seria esperado em amostragem de uma M_x comum.

Outro emprêgo potencial do modelo de covariância ajustado

é o de se saber se as elasticidades de oferta de feijão diferem entre regiões e entre estações. As elasticidades — preço da oferta podem variar devido à diferenças em intercepção e à diferenças em inclinação das linhas de regressão estimativas das curvas de oferta (15).

(15) Para os testes estatísticos apropriados, ver SNEDECOR, G. W. e COCHRAN, W. G. — Statistical Methods. Rmes: Iiow — State University Press, 1966, p. 394-99.

5 — LITERATURA CONSULTADA

1. BRANDT, S. A. — Estimativa de Oferta de Produtos Agrícolas no Estado de São Paulo, em *Anais da IV Reunião da SOBER*, São Paulo, 1965, p. 323-48.
2. BRANDT, S. A.; VIANNA NETTO, J. C. e CARVALHO, F. C. — Projeções de safra de Produtos Agrícolas Seleccionados no Estado de São Paulo, 1964-65. São Paulo: Divisão de Economia Rural, 1965. Mim. p. 14.
3. BRANDT, S. A.; LINS, E. R. e CIBANTOS, J. S. — Funções de Oferta de Feijão a Curto-Prazo. São Paulo: Divisão de Economia Rural, 1965, Mimeog., p. 19.
4. DELFIM NETO, A. et alii — Agricultura e Desenvolvimento Econômico. São Paulo: Estudos ANPES N.º 5, 1966, 212 p.
5. DIAS, G. L. S. — Alguns Aspectos da Pecuária de Corte na Região Centro-Sul. São Paulo: Estudos ANPES N.º 7, 1966, 58 p.
6. DIVISÃO DE ECONOMIA RURAL — *Agricultura em São Paulo*, Ano IX, N.º 5, Maio, 1962, p. 53-60.
7. DIVISÃO DE ECONOMIA RURAL — *Agricultura em São Paulo*. Anos IX e XIII, N.ºs 2 e 5/6, p. 28 e p. 34, respectivamente.
8. FALCON, W. P. e GOTSCH, C. H. — Relative Price Response, Economic Efficiency, and Technological Change: A Study of Punjab Agriculture. Cambridge: Harvard University, Economic Development Series, Report N.º 11, 1967, 41 p.
9. MENEGARIO, A. — A Cultura do Feijão, Campinas DATE-SIR., 1964, Mimeog., 139 p.
10. MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO E COORDENAÇÃO ECONÔMICA — Plano Decenal de Desenvolvimento Econômico e Social. Tomo IV, Vol. 2, Versão Preliminar, 1967, 140 p.
11. SCHULTZ, T. — A Transformação da Agricultura Tradicional. Rio: Zahar Editores, 1965, 207 p.
12. SNEDECOR, G. W. e COCHRAN, W. G. — *Statistical Methods*. Ames, Iowa: The Iowa State University Press, 1966, p. 394-99.