INFLUÊNCIA DA TAXA DE CÂMBIO NA VARIAÇÃO DA ÁREA DE SOJA E RENDA DO PRODUTOR.

¹ Antonio Carlos Roessing ² Jean Paulo Pazinato ³ Maíra Roessing

1. INTRODUÇÃO

O Brasil possui vocação agrícola natural. Embora existam bolsões de concentração industrial, nossas exportações dos principais produtos de origem agropecuária participaram com 36% do valor das exportações totais no período de outubro de 2001 a agosto de 2002 (Fundação Getúlio Vargas⁴)

Mesmo com uma grande expansão, a soja teve seus momentos de dificuldades. Em meados de 1995, precisamente em junho daquele ano, os preços da soja atingiram o valor mais baixo dos últimos 30 anos. Para piorar a situação, na época, a taxa de câmbio, em termos nominais, estava numa relação de US\$ 1,00 = R\$ 0,91, não havendo competitividade internacional nas exportações. O resultado foi sentido na safra seguinte, de 1995/96 com a queda de 10% na área semeada ao nível nacional. A maior concentração de queda de área se deu no Centro-Oeste, com 23% no Mato Grosso do Sul. 19% em Goiás e 17% no Mato Grosso.

A recuperação dos preços da soja somente ocorreu no final de 2001, continuando em 2002, principalmente a partir do segundo semestre desse ano. Apesar

disso, já a partir da safra 1999/2000 a área de soja no Brasil começou a aumentar, culminando na safra 2002/2003 com estimativa de 18 milhões de ha, recorde absoluto de área semeada com essa cultura no país.

A questão que surge é a seguinte: - se os preços se recuperaram apenas no final de 2001, nos meses que praticamente nenhum produtor possuia soja para comercializar, como a área, a partir de 1998/99 já vinha aumentando? Essa questão é que se pretende responder neste trabalho.

2. METODOLOGIA.

Para tentar responder a questão formulada, serão feitas avaliações da evolução da taxa de câmbio nos últimos cinco anos, comparando essa variável com a área de soja semeada a partir da safra 1994/95, através de dados estatísticos existentes nas diversas instituições que os publicam. Além disso, deverá ser feita uma projeção da variação da taxa de câmbio para os próximos 10 anos e sua provável influência sobre a área semeada.

Em relação à metodologia matemática, foi utilizado, principalmente, a Taxa Instantânea de Crescimento, dada pela fórmula:

$$V = Ae^{rt}$$

onde:

V = valor decorrente de uma determinada taxa de mudança no tempo;

A = termo constante;

e = base dos logaritimos neperianos;

Pesquisador da Embrapa – Caixa Postal 231 – 86.001-970 – Fone 43 3371-6265 - Londrina PR (acr@cnpso.embrapa.br)

² Bacharel em Economia da UEL – Universidade Estadual de Londrina – Londrina PR

³ Bacharel em Agronomia da UEL – Universidade Estadual de Londrina – Londrina PR

⁴http://fgvdados.fgv.br/dsp_frs_pai_ferramentas.asp

r = taxa instantânea de variação;

t = tempo (medido em anos, meses, etc.)

Para testar a hipótese de que a variação da área depende da variação da taxa de câmbio, dos preços pagos aos produtores e da receita líquida foi inicialmente estimado o seguinte modelo econométrico:

$$A = a x + T x + P x + u$$
 onde:

 A_{st} = área semeada no ano t;

 $a_0 = termo constante;$

 $T_1 = taxa de câmbio US\$/R\$;$

 P_2 = preço pago ao produtor de soja.

A equação anterior foi estimada com o objetivo de testar a hipótese de que o aumento da área de soja no Brasil, no período considerado, foi mais devido à desvalorização cambial e não à variação dos preços reais (preços constantes, deflacionados). Os resultados da estimativa foram de acordo com a hipótese formulada, ou seja, a não significância da área em relação aos preços reais pagos aos produtores, e altamente significativo em relação à variação de taxa de câmbio. Quanto aos sinais, esperava-se relação positiva e significante em relação à variação da taxa de câmbio. Com respeito à outra variável o sinal, teoricamente esperado, deveria ser positivo, no entanto, por hipótese, não deveria apresentar significância na estatística t, o que realmente ocorreu.

As principais variáveis, cujo comportamento foram analisados, são as seguintes:

- 1. área, produção e produtividade de soja no Brasil no período 1995-2002;
- 2. preços recebidos pelos produtores brasileiros no período 1995-2002;
- 3. evolução da taxa de câmbio no período 1995-2002:
- 4. evolução dos custos de produção de soja no período 1995-2002;
- 5. receita dos agricultores com variação na taxa de câmbio:
- 6. receita dos agricultores sem variação na taxa de câmbio.

3. RESULTADOS

Foi estimado o modelo econométrico proposto, e os resultados se encontram na Tabela 1. É importante mencionar que todas as estimações econométricas realizadas no trabalho foram com dados transformados em logarítmos, pois somente dessa forma os valores dos coeficientes representam as elasticidades constantes, ou seja, representam o percentual de mudança relativa na variável dependente dado um percentual de mudança relativa na variável independente.

Tabela 1. Estimativa da equação da área em relação aos preços pagos aos produtores e à taxa de câmbio, utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Período 1995 a 2002.

Variável independente – Areasj – Área de soja

Variáves	Coeficiente	Erro	Estatística
Independentes		Padrão	t
C (constante)	15,9406	0,284107	56,1079
TXC (câmbio)	0,5477	0,162398	3,37252*
PRPP			
(Preços pagos	-1,423944E-03	1,154412E-02	-0,123348
aos produtores)			

 $R^2=70.82\%;\ R^2$ ajustado = 59,14%; Estatística F (2,5) = 6,066; Estatística de Durbin-Watson = 2,6799; Soma do quadrado do resíduo = 3,590773E-02; Êrro padrão da regressão = 8,474400E-02; Estatística t: * significativo ao nível de 2% para o teste bilateral. Fonte: Resultado da pesquisa

Os resultados da Tabela 1 permitem verificar que, de acordo com a hipótese formulada, a variação da área semeada não apresentou relação significativa com os preços reais pagos aos produtores, mostrando inclusive sinal contrário à teoria econômica, o que pode acontecer quando existe influência forte de outra variável. No entanto, quando se analisa o coeficiente da taxa de câmbio, nota-se que houve significância do teste t ao nível de 2% de probabilidade. A interpretação, neste caso, foi de que a cada 10% de variação na taxa de câmbio houve uma variação de 5,4% na área semeada, no mesmo sentido.

A análise dos resultados permitiu concluir que a existência de auto-correlação nos resíduos, fato comum em séries históricas, foi inconclusiva ao nível de 5% de probabilidade. Chega-se a essa conclusão tomando-se os valores dados dos limites superiores e inferiores para o teste de Durbin-Watson, que nesse caso, com duas variáveis independentes e n=7 são os seguintes:

$$d_L = 0,467$$
 e $d_U = 1,896$

o valor d do teste de D.W. da regressão foi d=2,6799, então

$$4-d_{T} < d < 4-d_{T}$$

Nesse caso a interpretação do teste é inconclusiva, ou seja, não se possui elementos suficientes para rejeitar a hipótese da existência de auto-correlação negativa nos resíduos.

Para corrigir o problema foi estimada a equação pela técnica iterativa de Cochrane-Orcutt. Essa técnica consiste numa alternativa para estimação do fator r utilizado para correção da auto-correlação. Detalhes a respeito dessa técnica podem ser encontrados em Gujarati, N. D. "Basic Econometrics" pag. 431, 3ª edição. Os resultados da nova estimativa são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2. Estimativa da equação da área em relação aos preços pagos aos produtores e à taxa de câmbio, utilizando o método iterativo de Cochrane-Orcutt para corrigir auto-correlação nos resíduos. Período 1995 a 2002.

Variável independente – Areasj – Área de soja

Variáves	Coeficiente	Erro	Estatística
Independentes		Padrão	t
C (constante)	15.7649	0,289236	54,5053
TXC (câmbio)	0,581436	0,105933	5,48869*
PRPP			
(Preços pagos	4,235092E-03	1,096794E-02	0,386134
aos produtores)			

 R^2 = 78,58%; R^2 ajustado = 67,87%; Estatística F (2,5) = 7,33769 (significativo a 5%); Estatística de Durbin-Watson = 2,2183; Soma do quadrado do resíduo = 0,02421291; Êrro padrão da regressão = 0,07780249; Valor final de r, após duas interações = -0,61807; Estatística t: * significativo ao nível de 0,2%, para o teste bilateral. Fonte: Resultado da pesquisa

Os resultados da nova estimativa são semelhantes, apenas mostrando que na verdade o valor do coeficiente da "taxa de câmbio" foi sub-estimado e o sinal da variável "preços reais recebidos pelos produtores", embora não significativo como se esperava, apresentou coerência com a teoria. A interpretação, nessa nova estimativa, é diferente apenas na magnitude, ou seja, dada uma variação de 10% na taxa de câmbio deverá haver uma variação, no mesmo sentido, de 5,8% na área semeada com soja, levando em conta os dados levantados no período estudado e outras variáveis permanecendo constante. A significância do teste t, nesse caso, passou de 2% para 0,2% de probabilidade.

Com a utilização da técnica de Cochrane-Orcutt,

o valor do teste de D.W. foi de 2,2183, cuja interpretação é a seguinte:

$$d_U < d < 4 - d_L$$

 $1,896 < 2,2183 < 3,533$

Esse valor significa que rejeita-se a hipótese da existência de auto-correlação nos resíduos, tanto negativa como positiva.

Pode-se argumentar que o fato de ter havido aumento de área semeada de soja no mesmo sentido da desvalorização da taxa de câmbio foi tão óbvio que não haveria necessidade de provar essa afirmativa com auxílio da econometria. Na verdade, o acompanhamento dos dados estatísticos sobre as variáveis consideradas permite sugerir as suas tendências, no entanto, dificilmente é possível medir sua magnitude e direção com absoluta certeza sem a utilização de ferramentas apropriadas para isso.

Além da relação entre a área semeada e a taxa de câmbio, o objetivo do trabalho foi comparar a renda do agricultor com a presença da desvalorização cambial e a renda sem a desvalorização cambial, ou seja, se os preços da soja recebidos tivessem tido apenas a variação internacional em dólar, no período considerado. Adicionalmente, foi projetado o comportamento das relações entre as variáveis para os próximos 10 anos. Para isso foi utilizada a taxa instantânea de crescimento, dada pela fórmula:

$$V = Ae^{rt}$$

onde:

V = valor decorrente de uma determinada taxa de mudança no tempo;

A = termo constante;

e = base dos logaritmos neperianos;

r = taxa instantânea de crescimento;

t = tempo (medido em anos, meses, etc.)

Com o auxílio dessa fórmula foi calculada a taxa média anual de crescimento da área semeada, dos preços pagos aos agricultores e da taxa média de câmbio anual.

Para o cálculo da renda do agricultor foi considerada a produtividade média brasileira no período 1995 a 2002 e a partir do cálculo da taxa média anual de crescimento foi projetada essa produtividade para 2010. A quantidade produzida por hectare foi multiplicada pelo preço médio pago ao produtor de soja brasileiro, forne-

cido pela FGV (Fundação Getúlio Vargas) cujo preço foi projetado para 2010 usando a mesma técnica que a projeção da produtividade. Esse cálculo resulta na receita bruta do produtor de soja por hectare no período. Para calcular a renda líquida foi tomado o custo de pro-

dução médio do Brasil, originado de levantamento realizado pela área de Economia Rural da Embrapa Soja nos anos de 2000, 2001 e 2002. Esses custos, como também os preços, foram calculados levando em conta a variação da taxa de câmbio e também com a suposi-

Tabela 3. Dados para o cálculo da renda do produtor de soja com e sem a variação da taxa de câmbio. Período

1995 – 2002 e projeção para 2010.

Ano	Área (ha)	Produt.	Preços	Câmbio	Custo a	Custo a
Allo	Area (IIa)		Ticços			
		Soja		recebidos	dólar	dólar
					constante	variável
1995	11.678.700	2.220,63	20,56	1,9444	222,06	351,60
1996	10.663.200	2.174,74	26,49	1,9178	217,47	342,60
1997	11.381.300	2.298,51	28,46	1,9057	229,85	361,26
1998	13.155.300	2.384,16	22,98	1,9752	238,42	379,69
1999	12.995.200	2.367,41	24,08	2,7742	236,74	433,77
2000	13.507.700	2.394,53	23,07	2,4596	239,45	416,14
2001	13.685.200	2.719,60	25,76	2,8565	271,96	505,01
2002	16.324.400	2.567,13	28,94	3,1095	256,71	496,18
2003	17.119.398	2.655,00	29,51	3,3458	265,50	531,99
2004	17.953.113	2.708,10	30,10	3,6001	270,81	563,29
2005	18.827.430	2.762,26	30,70	3,8737	276,23	597,23
2006	19.744.325	2.817,51	31,31	4,1681	281,75	634,06
2007	20.705.874	2.873,86	31,93	4,4848	287,39	674,05
2008	21.714.250	2.931,33	32,57	4,8257	293,13	717,50
2009	22.771.734	2.989,96	33,22	5,1924	299,00	764,75
2010	23.880.718	3.049,76	33,88	5,5870	304,98	816,15
T .		CONTAR ECT				

Fonte: elaboração de dados da CONAB e FGV.

Tabela 4. Renda do agricultor considerando a taxa de câmbio constante comparada com a renda considerando a taxa de câmbio variável. Período 1995 a 2002 e projeção para 2010.

Ano	Renda do	Renda do	Percentual
	agricultor/ha	agricultor/ha	de ganho
	com taxa de	com taxa de	de renda
	câmbio	câmbio	com dólar
	constante	variável	variável
1995	259,72	409,20	57,55%
1996	400,03	617,46	54,35%
1997	425,09	728,81	71,45%
1998	333,67	533,35	59,84%
1999	198,78	516,50	159,84%
2000	198,66	504,60	154,01%
2001	217,47	662,80	204,78%
2002	205,28	741,95	261,44%
2003	226,64	774,01	241,52%
2004	246,23	795,34	223,00%
2005	266,98	816,15	205,70%
2006	288,94	836,28	189,43%
2007	312,18	855,53	174,05%
2008	336,77	873,72	159,44%
2009	362,78	890,59	145,49%
2010	390,29	905,90	132,11%
Fonte: Cálculo com base em dados da CONAR e FGV			

Fonte: Cálculo com base em dados da CONAB e FGV.

ção de uma taxa de câmbio fixa. Os resultados estão nas Tabelas 3 e 4.

É importante mencionar que o cálculo da projeção da renda do agricultor com a taxa de câmbio fixa não utiliza os valores dos preços recebidos pelos agricultores da Tabela 3, mas sim, os preços internacionais em dólar, supondo que desde 1995 não tivesse havido nenhuma desvalorização da moeda brasileira.

Observando-se os dados da Tabela 4, nota-se que a partir de 1999, quando houve uma "maxi-desvalorização" de dezembro de 1998 a janeiro e fevereiro de 1999, já houve um ganho de renda para o agricultor de praticamente 160% e a partir de 2001 esse ganho superou 200%. Esse diferencial ocorreu apesar de nos anos de 1999, 2000 e 2001, os preços de soja terem atingido os menores valores dos últimos 20 anos.

No cálculo dos custos de produção foi repassado 30% da desvalorização cambial, fazendo com que os custos sofram significativo aumento quando há variação no câmbio (Tabela 3). Dessa forma, do diferencial de ganho do produtor quando se leva em conta a varia-

ção do dólar, já está descontado o aumento nos custos de produção decorrente dessa desvalorização.

Analisando os dados da equação estimada do comportamento da área em relação à taxa de câmbio e os preços reais recebidos pelos produtores e a Tabela 4, não restam dúvidas sobre a significativa influência da variação cambial no processo produtivo da soja, naturalmente com reflexos em toda sua cadeia.

Para reforçar a hipótese da relação entre a área de soja e a receita do agricultor, foi estimada adicionalmente a seguinte equação:

$$A_s = a_0 x_0 + R_1 x_1 + R_2 x_2 + v_1$$
 onde:

 a_0 = termo constante;

A =área de soja;

 R_1 = renda do agricultor com taxa de câmbio fixa;

 R_2 = renda do agricultor com taxa de câmbio variável;

 $v_t = termos de erro$

A equação foi estimada pelo método iterativo de Cochrane- Orcutt e os resultados encontam-se na Tabela 5.

Tabela 5. Estimativa da equação da área em relação às receitas dos agricultores com taxa de câmbio fixa e taxa de câmbio variável, utilizando o método iterativo de Cochrane-Orcutt para corrigir auto-correlação nos resíduos. Período 1995 a 2002.

Variável independente – Areasj – Área de soja

Variáves	Coeficiente	Erro	Estatística
Independentes		Padrão	t
C (constante)	15,2694	1,08604	14,0596
$R_{_1}$			
(Receita com			
taxa de câmbio fixa)	-0,386328	0,08051456	-4,79824*
R_2			
(Receita com			
taxa de câmbio			
variável)	0,511961	0,156016	3,28146**
$R^2 = 78,36\%$; R^2 ajustado = 69,71%; Estatítica F (2,5) = 9,05350			
(significativo a 5%); Estatística de Durbin-Watson = 2,0707; Soma			

0,08813721; Valor final de r, após duas interações = -0,38655; Significância da estatística t: * (1%), ** (2%), para teste bilateral. Fonte: Resultado da pesquisa.

do quadrado do resíduo = 0,03884084; Êrro padrão da regressão =

Os resultados da equação relacionando a área semeada com soja com a receita líquida dos agricultores sem e com a variação da taxa de câmbio reforçam as hipóteses anteriormente formuladas. É interessante verificar que o sinal negativo da variável R_1 (receita líquida sem variação cambial) indica relação inversa entre essa variável e a área semeada. O resultado indicou que a cada 10% de variação na receita líquida deveria haver uma variação de 3,8% na área semeada, em sentido contrário, uma vez que o coeficiente tem sinal negativo. É óbvio que isso somente teria acontecido caso o câmbio tivesse permanecido fixo. Por outro lado, o coeficiente da variável R_2 (receita líquida considerando a variação na taxa de câmbio) indicou que a cada 10% de variação na receita houve uma variação positiva de 5,11% na área semeada. O teste t foi significativo a 2% e 5% para os dois coeficientes, respectivamente.

Todos os resultados estimados, apesar de corroborarem com as hipóteses formuladas não apresentaram um teste F de alta significância, sendo na maioria das vezes significativo ao nível de 10% de probabilidade. Sem dúvida, esse fenômeno está relacionado com o tamanho da amostra (n=7). No entanto, segundo Hoffmann, 1977, numa equação econométrica múltipla, se o número de parâmetros a ser estimado for igual a p=k+1 deve-se dispor de uma amostra n>p, do contrário o problema se reduz a uma solução matemática de um sistema de p equações com p incógintas, não sendo possível nenhuma inferência estatística. Além disso, Labys, 1973 (p. 148, Tab. 6.2), cita diversos trabalhos, com utilização inclusive do método dos mínimos quadrados em dois estágios com tamanho da amostra bastante limitado. No caso deste trabalho, a amostra não poderia conter dados anteriores a 1995, sob pena de não representar o fenômeno que se quer estudar.

Para verificar a coerência da regressão foram estimadas as mesmas variáveis dependentes e independentes por um período maior, aumentando assim o tamanho da amostra. O objetivo dessa estimativa foi constatar se a tendência apresentada com a amostra inicial se manteria com o aumento da amostra, embora os dados para além de 2002 tenham sido projetados.

Os resultados indicaram que o valor do coeficiente da taxa de câmbio passa a ter uma magnitude ainda maior e sua significância também influencia na variação da área (Tabela 6). Os dados gerais da regressão se tornam mais sólidos, inclusive a significância da estatística F.

Tabela 6. Estimativa da equação da área em relação aos preços pagos aos produtores e à taxa de câmbio, utilizando o método iterativo de Cochrane-Orcutt para corrigir auto-correlação nos resíduos para o período 1995 a 2010.

Variável independente – Areasj – Área de soja

Variáves	Coeficiente	Êrro	Estatística
Independentes		Padrão	t
C (constante)	14.9651	0,414667	36,0895
TXC (câmbio)	0,627574	0,050524	12,4213*
PRPP			
(Preços pagos			
aos produtores)	0,270744	0,139097	1,94644**

 $R^2 = 96,81\%;\ R^2$ ajustado = 96,28%; Estatística F (2,12) = 182,262 (significativo a 1%); Estatística de Durbin-Watson = 2,2954 Soma do quadrado do resíduo = 0,02989344; Êrro padrão da regressão = 0,04991112; Valor final de r, após duas interações = -0,55168; Estatística t: * significativo ao nível de 0,2%, ** significativo ao nível de 10% para teste bilateral. Fonte: Resultado da pesquisa.

Tabela 7. Estimativa da equação da área em relação às receitas dos agricultores com taxa de câmbio fixa e taxa de câmbio variável, utilizando o método iterativo de Cochrane-Orcutt para corrigir auto-correlação nos resíduos. Período 1995 a 2010.

Variável independente – Areasj – Área de soja Variáveis Coeficiente Erro Estatística Independentes Padrão C (constante) 19,0506 0,750984 25,3675 R, (Receita com taxa de câmbio fixa) 0,05209424 0,516970* 0.100768 R, (Receita com taxa de câmbio variável)-0,284481 0,133068 -2,13786** $R^2 = 96,16\%$; R^2 ajustado = 95,53%; Estatística F (2,12) = 150,435 (significativo a 1%); Estatística de Durbin-Watson = 1,5983; Soma do quadrado do resíduo = 0,03597537; Êrro padrão da regressão = 0,05475352; Valor final de r, após seis interações = 0,93764; Significância da estatística t: * não significativo, ** significativo ao nível de 10% Fonte: Resultado da pesquisa.

O coeficiente representativo do preço pago aos produtores passa a ser significativo a longo prazo, indicando possuir influência sobre a área semeada. Por outro lado, a equação da área em relação à receita dos produtores, com variação na taxa de câmbio e sem a variação na taxa de câmbio apresenta resultados diferentes e interessantes de ser analisados.

O coeficiente que representa a receita líquida com a taxa de câmbio fixa apresenta sinal trocado (agora se torna positivo) e passa a ser não significativo. Porém o que contraria a hipótese formulada no trabalho é o valor apresentado pelo coeficiente da receita líquida com a presença da variação da taxa de câmbio. Esse coeficiente passa a ter sinal negativo e significativo ao nível de 10%, indicando redução de área com aumento de receita, o que contraria a hipótese inicial.

Esse fato pode ser explicado pela transferência da variação da taxa de câmbio para os custos de produção e toda economia, neutralizando grande parte da receita dos agricultores. Para comprovar essa hipótese foi estimada a mesma equação, porém com a suposição da não transferência da variação cambial aos custos de produção de soja. Os dados encontram-se na Tabela 8.

Tabela 8. Estimativa da equação da área em relação às receitas dos agricultores com taxa de câmbio fixa e taxa de câmbio variável, utilizando o método iterativo de Cochrane-Orcutt para corrigir auto-correlação nos resíduos. Período 1995 a 2010.

Variável independente – Areasj – Área de soja Variáves Coeficiente Erro Estatística Independentes Padrão 0,239025 C (constante) 12,5871 52,6601 (Receita com taxa de câmbio fixa) 0,0535368 0,03648907 1.37997* R, (Receita com taxa de câmbio variável)0,554146 0,01985168 27,9143** $R^2 = 96,90\%$; R^2 ajustado = 96,39%; Estatística F (2,12) = 187,793 (significativo a 1%); Estatística de Durbin-Watson = 1,9198; Soma do quadrado do resíduo = 0,02904031; Êrro padrão da regressão = 0,04919375; Valor final de r, após duas interações = -0,45922; Significância da estatística t: * (20%), ** (0,2%) para teste bicaudal. Fonte: Resultado da pesquisa.

Analisando os dados da nova estimação concluise que a longo prazo, mesmo a receita com a taxa de câmbio fixa possui relação positiva com a área semeada, apesar de menor significância e magnitude do valor do coeficiente. Porém, quando se trata da variável "receita com taxa de câmbio variável", desde que não se repasse a variação cambial aos custos de produção, a relação com a área é bastante forte e positiva, com alta significância do coeficiente.

4. Conclusões

O objetivo do trabalho foi mostrar a influência da

taxa de câmbio no processo produtivo de soja, especificamente na variação da área semeada. Foram usados dois modelos econométricos para analisar as magnitudes e direção das relações entre as variáveis. O método de estimação usado foi MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) e a técnica iterativa de Cochrane-Orcutt. O software utilizado foi o ESP (Econometric Software Package) desenvolvido por J. Phillip Cooper e Norris H. Evans.

O nível de significância dos coeficientes para a Estatística t de Student foram todos referentes ao teste bicaudal. A estatística F apresentou significância a 5% em todas as estimativas. A utilização do teste de Durbin-Watson foi conclusivo para não auto-correlação, com a utilização da técnica iterativa de Cochrane-Orcutt.

Os resultados permitiram concluir que a variação da taxa de câmbio possuiu influência positiva na variação da área semeada, apresentando uma elasticidadeárea que varia de 5,4 a 6,2, ou seja, a cada 10% de variação na taxa de câmbio a área semeada varia de 5,4% a 6,2%, no mesmo sentido.

Com relação à variação da receita líquida do produtor e a área semeada, concluiu-se que a receita líquida, quando há variação na taxa de câmbio, atua positivamente em relação ao aumento de área, apresentando uma elasticidade-área igual a 5,1, que significa que a cada 10% de variação na receita líquida do agricultor há uma variação de 5,1% na área semeada, no mesmo sentido. Quanto à variação da receita líquida com o dólar constante, teve influência negativa em relação a área semeada, apresentando um coeficiente igual a –0,38, significando uma queda de 3,8% na área semeada com uma correspondente variação de 10% na receita.

Todos esses resultados foram válidos para uma amostra anual com 7 observações. Quando se analisa o comportamento das variáveis a longo prazo a situação muda um pouco. Os mesmos modelos foram estimados com uma amostra igual a 15, ou seja, de 1995 a 2010 (projeção).

Nesse caso, a variação da taxa de câmbio é distribuida entre as mais diferentes variáveis da economia, diluindo o efeito direto na variação da área semeada. Observa-se nesse caso que os preços reais pagos aos produtores, que a curto prazo não eram significativos, passam a ser, apresentando uma elasticidade-área

igual a 0,27. A taxa de câmbio continua sendo importante para a variação da área semeada mesmo a longo prazo.

Com referência à renda líquida do produtor, a longo prazo nota-se que a variável R₂ torna-se negativa com coeficiente igual a —0,28, indicando relação contrária ao aumento de área. Esse fato pode ser explicado pelo repasse da variação da taxa de câmbio aos custos de produção, limitando o ganho dos agricultores. Para constatar esse fato foi estimado o mesmo modelo com valores dos custos de produção sem o repasse dos custos da variação cambial. Essa estimação apresentou um coeficiente positivo igual a 0,55 e altamente significativo, provando que no longo prazo os efeitos da variação da taxa de câmbio são menos evidentes que no curto prazo.

Sem dúvida existem limitações no trabalho. Devese lembrar que testar teorias econômicas raramente é uma tarefa simples. Relações causais são tipicamente baseadas em hipóteses de que outros fatores permaneçam constantes. Por exemplo, a proposição de que desvalorizações cambiais afetem positivamente as exportações de soja e consequentemente a renda dos produtores requer uma série de hipóteses sobre a permanência da demanda mundial do produto, da renda per capita, do gosto dos consumidores, do não repasse total da desvalorização para o custo de produção, da não queda do preço do produto na mesma proporção da desvalorização, etc. Raramente, no mundo real, encontra-se "tudo o mais permanecendo constante". No entanto, a econometria, artificialmente, e de maneira válida, mantém constante as influências de outras variáveis naquela que se quer determinar a magnitude e direção.

BIBLIOGRAFIA

CONAB – **Indicadores da Agropecuária**. v. 10, nº 2, fev. 2000. 50p.

GUJARATI, D.N. **Basic Econometrics**. MacGraw-Hill, 3rd ed. New York, 1995. 838p.

HOFFMANN, R. & VIEIRA, S. **Análise de Regressão: uma introdução à econometria**. São Paulo, HUCITEC, Editora da USP, 1977. 339p.

LABYS, W.C. **Dynamic Commodity Models: Specification, Estimation, and Simulation.** D.C. Heath and Company, Lexington, MA. 1973. 350p.