

COMPORTAMENTO DO PREÇO NO COMPLEXO SOJA: UMA ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E DE CAUSALIDADE

RESUMO

Este trabalho objetiva estudar o comportamento recente dos preços dos segmentos do complexo soja, em particular, a transmissão entre preços domésticos e estrangeiros, a partir de um estudo de séries temporais. Mostram-se as mudanças recentes ocorridas no interior do complexo, nos segmentos de grãos, farelos e óleo, tanto em termos de produção, quanto dos mercados interno e externo que provocaram alterações nos preços, em sua média e em sua variância. Pode-se concluir que, entre outros, que os preços da soja apresentam movimentos muito similares entre as diversas praças, mas que os preços externos, representados pelos preços em Chicago parecem preceder os preços domésticos, representados pela praça São Paulo, mais do que o inverso.

Palavras-chave: Preço da soja; Complexa Soja; Análise de Cointegração; Análise de Causalidade.

ABSTRACT

This paper analysis the recent behavior of prices in Soy Complex, in special, the transmission between the domestic price and the foreign price using times series econometrics. It presents the more important changes that have happened in this Complex, in its segments of bean, bran and oil, in terms of supply as well as the perspective of internal and external market that causes variations in the mean and variance of the prices. We can remark that the price of the soy presents very close movements among the regional markets, but the external price, represented by Chicago, precedes the domestic prices, represented by São Paulo market, more than the opposite causality.

Key-words: Price of Soy; Complex of Soy, Cointegration Analysis, Causality Analysis.

1. Introdução

A expansão do Complexo Soja pode ser identificada em dois momentos distintos. Inicialmente, particularmente na década de 70, tal expansão era vinculada à própria formação do complexo, com expansão da produção de grãos voltada para atender às agroindústrias recém instaladas. A produção de soja no Brasil passa de média de 500 mil toneladas, nos anos 60 e começo dos anos 70, para média de 11 milhões de toneladas anuais entre meados dos anos 70 e começo dos anos 80. Destaca-se que tal produção atingiu a média anual de 24 milhões de toneladas no final da década de 90.

Logo após a consolidação do Complexo Soja, a expansão da produção de grãos passou a responder não somente às necessidades do crescimento da capacidade de esmagamento do parque industrial, mas também às demandas internacionais. Em 1984, para uma produção anual de 15.540 mil toneladas a capacidade de esmagamento era de 91.889 toneladas/dia; em 1995, a produção anual saltou para 25.934 mil toneladas, enquanto que a capacidade de esmagamento subiu para 116.280 toneladas/dia. Assim, a produção aumentou, neste período, 67%, enquanto que a capacidade de esmagamento subiu 26%.

Assim, a produção agrícola da soja, que obedecia, até então, apenas às necessidades industriais internacionais, passou a se articular às necessidades de processamento interno diante da possibilidade de exportar o produto *in natura* ou processado, porém, obedecendo ainda à dinâmica internacional do mercado de grãos, pois a produção e o processamento da soja apresentam uma articulação em nível mundial, isto é, a lógica da produção agrícola se articula às necessidades industriais, na medida em que obedece aos interesses do mercado internacional de grãos e derivados. Em síntese, a produção de grãos de soja cresce de modo a atender não somente ao mercado interno, conforme demanda das indústrias de farelo e óleo de soja, como também passa a atender ao mercado internacional, com forte expansão das exportações de grãos.

Neste contexto, de grandes transformações em todos os segmentos do Complexo Soja, que este trabalho pesquisa o comportamento do preço da soja, em termos da transmissão entre os preços internos e externos. A seção seguinte é reservada para uma apresentação geral destas mudanças recentes que tenham afetado a estrutura de preços relativos no Complexo e que, por isso mesmo, podem ter configurado uma nova relação de transmissão entre o mercado interno e externo. Na seção três são apresentados os resultados econométricos, conforme procedimentos em séries temporais, para o período de 1990 a 2000, seguindo análise de cointegração, testes de causalidade no sentido Granger e decomposição de variância. Pode-se concluir que, entre outros, que os preços da soja apresentam movimentos muito similares entre as diversas praças, mas que os preços externos, representados pelos preços em Chicago parecem preceder os preços domésticos, representados pela praça São Paulo, mais do que o inverso.

2. Evolução recente do mercado do Complexo Soja

A análise dos mercados do Complexo Soja envolve a compreensão de três momentos:

- análise sobre o padrão de mercado dos segmentos do complexo, ou seja, se a produção de grãos, farelo e óleo;
- análise dos preços em termo absoluto dos três segmentos básicos do Complexo Soja;
- análise relativa entre preços internos e externos, como elemento de decisão sobre o destino da mesma;
- e
- o desempenho em termo de *market share*, calculado a partir da razão entre as exportações brasileiras e as exportações mundiais;

A partir dos anos 70, com as condições favoráveis conforme incentivos e subsídios oferecidas pelo Governo Federal para o fomento da instalação de plantas de processamento da soja, observou-se, então, uma alteração da dinâmica interna: a soja, que era exportada *in natura* para ser processada e utilizada na produção de proteína animal nos países importadores, passou a ser processada também internamente. Esta alteração transforma o farelo de soja brasileiro em um importante produto, ganhando competitividade no mercado internacional e passando a ser, dos produtos do complexo soja, o que apresentou maior parcela de sua produção voltada para o mercado externo, como podemos observar na tabela 1, que apresenta o direcionamento da produção do complexo soja para o mercado externo.

Tabela 1 - Mercados de Grão, Farelo e Óleo de Soja Produzidos no Brasil (1960-1999).

Em porcentagem

ANO	GRÃO		FARELO		ÓLEO	
	MI	ME	MI	ME	MI	ME
1960	94.87	5.13	100.00	0.00	100.00	0.00
1965	78.93	21.07	37.87	62.13	100.00	0.00
1970	76.29	23.71	16.67	83.33	98.18	1.82
1975	62.33	37.67	20.54	79.46	72.67	27.33
1980	89.36	10.64	28.28	71.72	67.08	32.92
1983	94,85	7,66	23,38	78,61	64,59	39,25
1984	88,64	10,29	21,23	77,74	67,63	38,43
1985	81,51	19,14	21,00	78,33	65,11	35,31
1986	94,33	8,57	30,15	71,15	86,30	18,74
1987	86,90	17,73	26,77	73,79	70,07	37,55
1988	85,83	14,33	22,09	77,90	75,26	25,13
1989	76,90	19,11	25,73	75,16	71,03	27,60
1990	82,92	20,60	23,91	71,97	72,65	29,74
1991	91,07	12,52	32,27	71,18	86,46	16,45
1992	83,00	19,24	28,40	71,62	80,95	23,20
1993	79,41	18,05	26,57	71,59	72,74	23,84
1994	81,19	21,56	30,13	71,85	68,12	42,65
1995	89,59	13,47	29,01	67,77	62,84	42,16
1996	92,12	15,73	32,41	70,76	69,81	33,63
1997	75,92	31,88	35,92	68,51	76,29	31,20
1998	71,68	29,57	35,56	62,97	68,67	34,09
1999	71,39	30,89	38,90	59,90	71,37	33,38

Fonte: Costa (1991), Agriannual (vários anos).

Notas: **MI** = mercado interno; **ME** = mercado externo; **Mercado Interno** = consumo/produção.

Mercado Externo = exportação/produção.

As produções de farelo e de óleo, totalmente direcionadas para o mercado interno, antes dos anos 70, passam a ser direcionadas fortemente para o mercado externo. Nos anos 80, farelo e óleo chegaram a ter, respectivamente, cerca de 72% e 33% de suas produções voltadas para o mercado externo, enquanto apenas 11% dos grãos produzidos foram exportados. As exportações de farelo mantiveram-se altas até meados dos anos 90, alcançando, em média, 81% nos anos 70, 76% nos anos 80 e, nos anos 90, atingindo 71% do total produzido destinado ao exterior. A queda das exportações pode ser observada tanto no segmento de farelo quanto no de óleo, é corresponde a uma transferência das exportações destes segmentos para o de grão, ou seja, uma substituição dos produtos processados pelo produto *in natura*. De modo, podemos notar um crescimento significativo do mercado externo do segmento de grãos, principalmente a partir de 1997.

As alterações ocorridas na comercialização do óleo, apesar de terem sido bastante expressivas, com a produção totalmente voltada para o mercado interno sendo direcionada também para o exterior, não atingiram os patamares alcançados pelo farelo. O direcionamento da produção para o exterior ocorreu de forma mais tímida e nem mesmo metade da produção chegou a ser exportada. No início dos anos 90, a parcela da produção de óleo exportada atinge seu maior valor (40%), mas, como já mencionado, apresenta queda posteriormente.

É interessante observar que o aumento da produção da soja foi acompanhado por alterações expressivas em sua comercialização, não na comercialização da soja *in natura*, mas sim dos produtos resultantes de seu processamento, farelo e óleo. Houve um movimento de alteração no destino da produção destes outros dois produtos do complexo, com um maior direcionamento para o mercado externo. Esta alteração, no caso do farelo, constituiu-se praticamente em uma reversão: de uma produção voltada exclusivamente para o mercado interno, passou a apresentar a maior parte de sua produção exportada.

O farelo não apresentou somente maior parcela de sua produção exportada, como apresentado na tabela 1, foi também o produto com maior participação na exportação total do complexo soja. O farelo foi também o único produto a apresentar, tanto no caso de destino da produção, como nesta análise de participação nas exportações totais do Complexo Soja, valores superiores a 50%. Sua participação nas exportações totais do complexo soja, chegou a atingir, em alguns anos, valores superiores a 80%. Ou seja, podemos verificar que além da produção de farelo de soja ser preferencialmente voltada para a exportação, foi este o produto mais exportado do Complexo Soja.

Tabela 2 - Exportações de Grão, Farelo e Óleo e Participação na Exportação Total do Complexo Soja Brasileiro (1983-1999)

Em toneladas métricas

ANO	GRÃO	EXPORTAÇÃO RELATIVA	FARELO	EXPORTAÇÃO RELATIVA	ÓLEO	EXPORTAÇÃO RELATIVA	EXPORTAÇÃO TOTAL C. SOJA
1983	1.115.000	11,07	7.994.000	79,39	960.000	9,53	960.089
1984	1.579.000	15,51	7.687.000	75,51	914.000	8,98	914.084
1985	3.486.400	26,96	8.523.000	65,90	924.000	7,14	924.073
1986	1.200.100	14,00	6.932.000	80,88	439.000	5,12	439.086
1987	3.027.600	25,08	8.056.000	66,75	986.000	8,17	986.075
1988	2.598.300	22,27	8.416.000	72,13	653.000	5,60	653.078
1989	4.573.000	30,42	9.613.000	63,94	849.000	5,65	849.070
1990	4.140.600	30,03	8.775.800	63,65	872.100	6,32	872.170
1991	1.926.900	19,91	7.341.900	75,87	408.100	4,22	408.180
1992	3.736.900	29,34	8.348.600	65,55	650.400	5,11	650.471
1993	4.159.000	28,88	9.484.500	65,85	759.700	5,27	759.771
1994	5.403.600	30,78	10.635.300	60,57	1.518.400	8,65	1.518.469
1995	3.492.500	20,81	11.562.900	68,89	1.730.300	10,31	1.730.379
1996	3.646.900	22,57	11.226.100	69,49	1.283.100	7,94	1.283.177
1997	8.339.000	42,88	10.013.000	51,48	1.097.000	5,64	1.097.057
1998	9.275.000	43,99	10.447.000	49,55	1.360.000	6,45	1.360.056
1999	9.500.000	46,34	9.700.000	47,32	1.300.000	6,34	1.300.054

Fonte: Agriannual, vários anos.

O óleo de soja atingiu sua maior participação na exportação total do Complexo Soja no ano de 1995 (10,31%). Na maior parte dos anos, sua participação no total da exportação do complexo esteve em torno de 6%. Para uma avaliação ainda mais detalhada da participação relativa do grão, farelo e óleo de soja nas exportações do complexo, apresentaremos os dados das exportações absolutas do Complexo Soja, no mesmo período, divididas por cada um destes produtos que o constituem.

As exportações do Complexo Soja seguem em alta por todo o período analisado, particularmente após a década de 1980, conforme tabela 2. Contudo, após 1997, as exportações do Complexo Soja são nitidamente puxadas pelas exportações de grão, em detrimento das exportações de farelo e óleo. Note que, enquanto as exportações de farelo se mantinham em torno de 10.500 mil toneladas anuais (1994-1999), e as exportações de óleo apresentam uma ligeira queda, de média de 1.500 mil toneladas anuais (1994-1996) para uma média anual de 1.250 mil toneladas (1997-1999). Neste mesmo período, as exportações de grãos saltam de média anual de 4.500 mil toneladas anuais (1994-1996) para 9.000 mil toneladas anuais (1997-1999).

Analisando-se as participações dos segmentos de grãos, farelo e óleo de soja nas exportações do Complexo, há uma nítida substituição entre oferecer ao mercado externo a soja *in natura* ou processada como farelo ou óleo, conclusão a que podemos chegar analisando a tabela 2. Podemos confirmar que há uma clara mudança na participação dos grãos nas exportações do Complexo Soja a partir de 1997. Isso se manifesta tanto em termos relativos, quanto absolutos, ou seja, não somente há um grande salto das exportações de grãos, de 3,6 milhões de toneladas métricas para 8,3, de 1996 para 1997, quanto isto implica em uma substituição das exportações de farelo e óleo por grãos. De forma que farelo apresenta uma queda de participação na exportação total do complexo de 69,49% para 51,48%, de 1996 para 1997.

Em que medida esta substituição pode ser explicada pelo comportamento dos preços no Complexo Soja? Uma primeira aproximação para esta discussão pode ser feita a partir da análise dos preços internos e externos praticados. Antes, porém, cabe investigar as alterações, em termos de mercado, verificadas no interior deste Complexo. Noutras palavras, é preciso considerar se houve alguma mudança significativa na participação dos três segmentos as exportações deste Complexo, ou mesmo se se verificou alguma alteração em termos de *market share*, entre outros.

Analisaremos, agora, o direcionamento da produção do Complexo Soja para o mercado externo. Através do *market share*, verificaremos a participação da exportação dos três segmentos do complexo (grão, farelo e óleo de soja) no mercado internacional, bem como contrapomos, de modo analítico, as exportações nacionais e mundiais e suas taxas de crescimento.

Tabela 3 - Exportação Nacional e Mundial do Complexo Soja, Taxa de Crescimento e Participação no Mercado Internacional do Grão, Farelo e Óleo de Soja Brasileiros (1983-1999)

Fonte: Agriannual, vários anos.

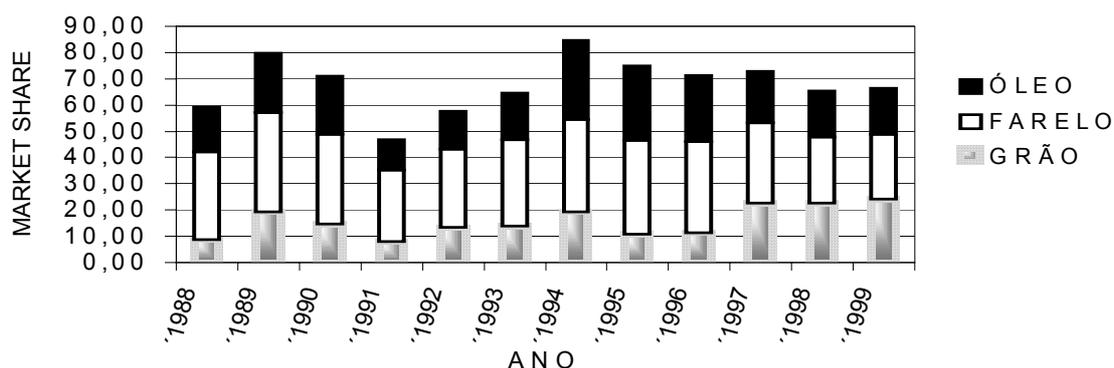
ANO	SOJA					FARELO					OLEO				
	EXPORT. BRASIL	TCA (%)	EXPORT. MUNDO	TCA (%)	MARKET SHARE	EXPORT. BRASIL	TCA (%)	EXPORT. MUNDO	TCA (%)	MARKET SHARE	EXPORT. BRASIL	TCA (%)	EXPORT. MUNDO	TCA (%)	MARKET SHARE
1983	1.115.000	-				7.994.000	-				960.000	-			
1984	1.579.000	41,61				7.687.000	-3,84				914.000	-4,79			
1985	3.486.400	120,80				8.523.000	10,88				924.000	1,09			
1986	1.200.100	-65,58				6.932.000	-18,67	23.150.000	-		439.000	-52,49			
1987	3.027.600	152,28				8.056.000	16,21	25.970.000	12,18		986.000	124,60	3.900.000	-	
1988	2.598.300	-14,18	30.100.000	-	8,63	8.416.000	4,47	25.100.000	-3,35	33,53	653.000	-33,77	3.840.000	-1,54	17,01
1989	4.573.000	76,00	23.849.000	-20,77	19,17	9.613.000	14,22	25.370.000	1,08	37,89	849.000	30,02	3.750.000	-2,34	22,64
1990	4.140.600	-9,46	28.099.000	17,82	14,74	8.775.800	-8,71	25.639.000	1,06	34,23	872.100	2,72	3.943.000	5,15	22,12
1991	1.926.900	-53,46	24.513.000	-12,76	7,86	7.341.900	-16,34	26.799.000	4,52	27,40	408.100	-53,20	3.525.000	-10,60	11,58
1992	3.736.900	93,93	28.109.000	14,67	13,29	8.348.600	13,71	27.916.000	4,17	29,91	650.400	59,37	4.505.000	27,80	14,44
1993	4.159.000	11,30	29.792.000	5,99	13,96	9.484.500	13,61	28.986.000	3,83	32,72	759.700	16,81	4.251.000	-5,64	17,87
1994	5.403.600	29,93	28.031.000	-5,91	19,28	10.635.300	12,13	30.132.000	3,95	35,30	1.518.400	99,87	5.059.000	19,01	30,01
1995	3.492.500	-35,37	32.189.000	14,83	10,85	11.562.900	8,72	32.366.000	7,41	35,73	1.730.300	13,96	6.150.000	21,57	28,13
1996	3.646.900	4,42	32.051.000	-0,43	11,38	11.226.100	-2,91	32.326.000	-0,12	34,73	1.283.100	-25,85	5.106.000	-16,98	25,13
1997	8.339.000	128,66	36.886.000	15,09	22,61	10.013.000	-10,81	32.590.000	0,82	30,72	1.097.000	-14,50	5.657.000	10,79	19,39
1998	9.275.000	11,22	40.976.000	11,09	22,64	10.447.000	4,33	41.354.000	26,89	25,26	1.360.000	23,97	7.752.000	37,03	17,54
1999	9.500.000	2,43	39.356.000	-3,95	24,14	9.700.000	-7,15	39.370.000	-4,80	24,64	1.300.000	-4,41	7.352.000	-5,16	17,68

O produto que apresenta maior participação no mercado internacional, maior *market share*, é o farelo de soja, sendo também o produto cuja maior parcela da produção é exportada. Entretanto, no final dos anos 90, a inserção do farelo no mercado mundial diminuiu, enquanto a participação do grão nas exportações do Complexo aumentou.

Apesar da queda na participação apresentada pelo farelo de soja, este ainda se manteve como o produto do Complexo com maior *market share*. Apenas a partir desta queda de participação no mercado verificada para o farelo e, paralelamente, aumento da participação do grão, que este *market share* passou a se apresentar superior ao do óleo de soja (1997-1999). O *market share* do óleo de soja, portanto, apresentou-se, de 1988 até o ano de 1996, superior ao do grão, e o do farelo, por sua vez, superior a ambos. Em 1997, a situação entre óleo de soja e o grão encontra-se modificada, de forma que o segundo passa a apresentar maior participação no mercado mundial. A alteração da participação no mercado do farelo de soja, no final dos anos 90, é decorrente de movimentos da exportação brasileira e mundial em sentidos inversos: enquanto a exportação brasileira de farelo diminuiu durante esse período, a exportação mundial aumenta, como podemos observar pela tabela 4. Em síntese, verificamos uma substituição de participação no mercado internacional entre os segmentos de grãos, farelo e óleo de soja.

Para uma melhor visualização do *market share* dos produtos do complexo soja, veja os gráfico 1, logo abaixo.

Gráfico 1 - Participação brasileira no Mercado Mundial do Grão, Farelo e Óleo de Soja (1988-1999)



Fonte: Agriannual, vários anos.

Notas: **Mss** = Market Share do Grão da Soja; **Msf** = Market Share do Farelo de Soja; **Mso** = Market Share do Óleo de Soja. Entende-se por *market-share* a razão entre exportações brasileiras e as exportações mundiais.

Avançando na verificação da estrutura de preços no interior do Complexo Soja, outra importante análise diz respeito à relação de troca entre o produto soja e seus insumos. Percebemos que não há uma alteração significativa na estrutura de preços relativos insumo/soja no interior do complexo. Apenas nos anos de 1996 e 1997 ocorre pequena alteração no preço relativo da soja e colheitadeira. Assim, em todo o período o preço se mantém praticamente estável, em termo de sacas necessárias para a compra dos insumos, verificando-se apenas pequenas alterações, possivelmente referentes à alteração no preço do insumo.

Comparando-se a produção brasileira e suas taxas de crescimento para os segmentos do Complexo Soja podemos perceber que o grão de soja, em relação ao óleo, mesmo com menor porcentagem de sua produção destinada ao mercado externo (tabela 1), apresenta participação praticamente igual ao óleo no total exportado pelo Complexo (tabela 2). A produção nacional de grão apresenta maior parcela de participação na produção mundial que a de farelo de soja. Podemos concluir então, que a produção brasileira manteve-se relativamente estável em relação à produção mundial, independente do segmento do Complexo Soja, além disso, conforme a tabela anterior, não há um ganho de mercado externo (*market share*) generalizado nos segmentos, mas sim uma substituição.

Tabela 4 - Relações de Troca¹ Meios de Produção/Soja (1995-2000)

Médias anuais	COLHEITADEIRA (2)	FERTILIZANTE (3)	TRATOR (4)
1995	7.477	23,29	2.659
1996	5.005	20,92	1.869
1997	4.964	18,54	1.717
1998	6.629	22,70	2.144
1999	6.586	26,93	2.032
2000	7.037	25,40	1.943

Fonte: Secretaria de Política Agrícola - SPA

Notas: (1) Indica a quantidade de saca de soja 60 Kg necessária para adquirir cada um dos insumos; (2) Potência considerada: 120 CV; (3) Fertilizante considerado em tonelada: 00-30-15; (4) Potência considerada: 75 CV (2x4)

Tabela 5 - Produção, Taxa de Crescimento Anual e Participação na Produção Mundial, da Soja, Farelo e Óleo Brasileiros (1986-1999)

ANO	SOJA			FARELO			ÓLEO		
	PRODUÇÃO BRASIL (t)	TCA(%)	PARTICIP. RELATIVA	PRODUÇÃO BRASIL (t)	TCA(%)	PARTICIP. RELATIVA	PRODUÇÃO BRASIL (t)	TCA(%)	PARTICIP. RELATIVA
1986	-	-	-	9.742.300	-	15,95	-	-	-
1987	17.072.000	-	17,41	10.917.800	12,07	16,29	2.625.800	-	17,28
1988	18.127.000	6,18	17,55	10.804.000	-1,04	15,98	2.598.400	-1,04	17,05
1989	23.929.200	32,01	24,91	12.789.300	18,38	19,77	3.075.900	18,38	20,89
1990	20.101.300	-16,00	18,72	12.193.700	-4,66	17,49	2.932.700	-4,66	18,53
1991	15.394.900	-23,41	14,78	10.315.000	-15,41	14,98	2.480.800	-15,41	15,81
1992	19.418.600	26,14	18,09	11.657.200	13,01	16,00	2.803.600	13,01	16,69
1993	23.042.000	18,66	19,62	13.249.100	13,66	17,09	3.186.500	13,66	18,22
1994	25.059.100	8,75	21,27	14.801.400	11,72	18,18	3.559.800	11,72	19,47
1995	25.934.100	3,49	18,84	17.063.200	15,28	19,15	4.103.800	15,28	20,40
1996	23.189.700	-10,58	18,57	15.865.600	-7,02	18,14	3.815.800	-7,02	19,27
1997	26.160.000	12,81	19,79	14.615.000	-7,88	16,17	3.515.500	-7,87	17,27
1998	31.364.000	19,89	19,88	16.590.000	13,51	15,85	3.990.000	13,50	16,75
1999	30.753.000	-1,95	19,56	16.195.000	-2,38	15,81	3.895.000	-2,38	16,63

Fonte: Agriannual, vários anos.

Quanto às relações comerciais internacionais, a análise dos países que compõem nosso mercado externo deve passar pela questão da concentração de destino, e da convergência destes destinos. Quanto à concentração de destino, o Complexo Soja apresenta o comportamento padrão das exportações brasileiras em seu conjunto, exporta "para o mundo". As exportações brasileiras são destinadas a diferentes áreas dos mercados mundiais, caracterizando o Brasil como um *global trade* e, portanto, um mercado mais formador do que tomador de preços.

Observando os dados da tabela 6 percebemos que o Complexo Soja, em seu conjunto, apresenta uma concentração forte no destino de suas exportações, 64% das exportações de grãos é destinada a apenas quatro países. Quanto à convergência regional dos destinos, esta é pequena. Com exceção da China, que representa 10% das nossas exportações de grãos, 12% das exportações de farelo e 13% das exportações de óleo. A Espanha e a Alemanha, apesar de boa representação em grãos, 10,3% e 11,8%, e em farelo, 6,3% e 7,2%, não são compradoras de óleo. Em menor intensidade de comércio esse mesmo fenômeno ocorre para Itália e Japão.

Tabela 6 - Destino das Exportações Brasileiras do Complexo Soja (1998)

FARELO				GRÃO				ÓLEO			
Países	Toneladas	Part. Rel.%	Ranking	Países	Toneladas	Part. Rel.%	Ranking	Países	Toneladas	Part. Rel.%	Ranking
Total	10.446.984	100		Total	9.274.751	100		Total	1.194.631	100	
Países Baixos	2.422.174	23,186	1	Países Baixos	2.972.473	32,049	1	Irã	625.578	52,366	
França	1.940.570	18,575	2	Alemanha	1.094.426	11,800	2	China	157.430	13,178	
China	1.258.313	12,045	3	Espanha	955.558	10,303	3	Bangladesh	92.657	7,756	
Alemanha	757.748	7,253	4	China	944.972	10,189	4	Egito	59.950	5,018	
Espanha	658.306	6,301	5	Bélgica	433.658	4,676	5	Paquistão	51.642	4,323	
Dinamarca	418.942	4,010	6	Taiwan	422.577	4,556	6	Índia	45.600	3,817	
Reino Unido	360.208	3,448	7	Reino Unido	402.466	4,339	7	Malásia	38.960	3,261	
Itália	327.763	3,137	8	Itália	330.750	3,566	8	Marrocos	29.200	2,444	
Japão	312.507	2,991	9	Japão	287.865	3,104	9	Senegal	16.499	1,381	
Bélgica	264.871	2,535	10	França	208.047	2,243	10	Países Baixos	13.588	1,137	
Hungria	216.532	2,073	11	Portugal	168.348	1,815	11	Turquia	12.250	1,025	
Turquia	200.726	1,921	12	Tailândia	107.731	1,162	12	Hong Kong	12.000	1,004	
Arábia Saudita	169.104	1,619	13	México	107.437	1,158	13	Maurício	8.000	0,670	
Tailândia	158.199	1,514	14	Noruega	105.165	1,134	14	Argélia	6.400	0,536	
Uruguai	149.824	1,434	15	Uzbequistão	99.446	1,072	15	África do Sul	5.250	0,439	

Fonte: Agriannual 2000.

3. Tratamento Econométrico

Fonte de Dados

Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos na publicação **Agrianual** (FNP Consultoria, diversos anos) e dizem respeito aos preços recebidos pelo produtor, cotados em dólares americanos, e referentes a três produtos do Complexo Soja: grão, farelo e óleo de soja bruto. Os dados estão expressos em dólares americanos por saca de 60 Kg (US\$/saca) para os grãos de soja e dólares americanos por tonelada (US\$/t) para farelo e óleo de soja.

As séries temporais para os preços dos três segmentos do Complexo Soja são de 1990 a 2000, de frequência mensal e obtidas para a praça São Paulo como representativa do mercado interno e para a praça Chicago como *proxy* do mercado externo.

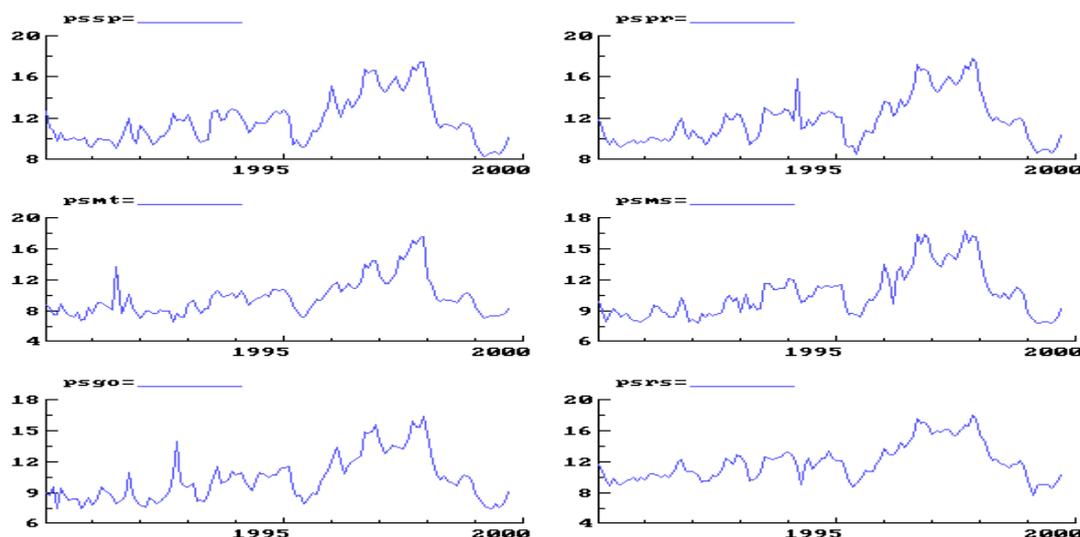
Para facilitar a apresentação dos dados, estes receberam uma simbologia: todos apresentam “p” como primeira letra (referente a preço), seguida, então, por uma letra correspondente ao produto analisado – “f” para farelo, “o” para óleo bruto e “s” para a soja em grão. Para identificação do local acrescenta-se “sp” para o Estado de São Paulo e para Chicago temos “ch”. Assim, o preço do grão de soja em São Paulo, por exemplo, é apresentado como **pssp**.

Análise Gráfica Preliminar

Trabalhos econométricos baseados em séries temporais supõem que as séries envolvidas sejam estacionárias. Os procedimentos adotados para identificar a existência, ou não, desta propriedade nas séries iniciaram-se com a análise gráfica. Os preços apresentam um claro movimento conjunto e oscilam bastante em torno de um mesmo intervalo de valores até 1995. Neste ano, podemos observar um movimento de queda seguido por outro de intensa alta, que não se mantém a partir de 1998, quando percebe-se uma forte tendência baixista. Note que o preço médio oscila em torno de US\$ 10,06/saca até 1995 e se eleva até US\$ 17,01/saca em dezembro de 1997. A partir de então, inicia-se uma acentuada queda até atingir o preço de US\$ 8,06/saca em Março de 1999; quando volta a subir.

Gráfico 2 - Preço Doméstico dos Grãos de Soja. (1990-2000)

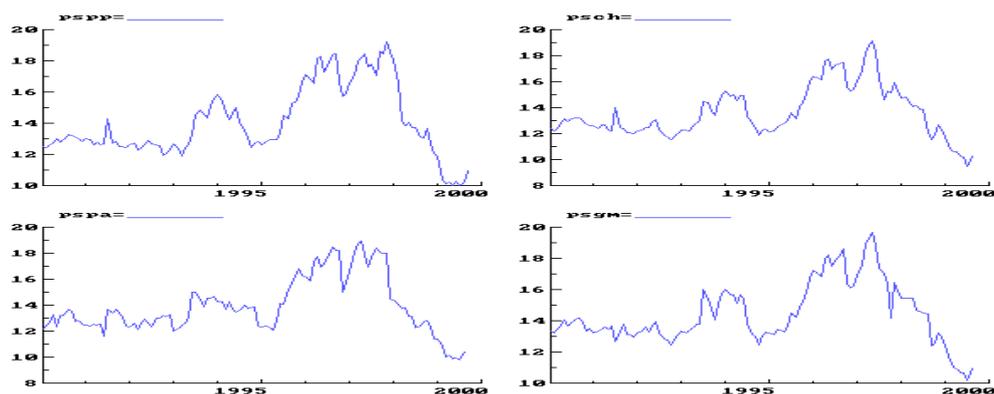
Em US\$/saca 60 kg.



Fonte: FNP Consultoria, diversos anos.

Nota: **pssp** = preço da soja em grãos em São Paulo; **pspr** = preço da soja em grãos Paraná; **psmt** = preço da soja em grãos no Mato Grosso; **psms** = preço da soja em grãos no Mato Grosso do Sul; **psgo** = preço da soja em grãos em Goiás; e **psrs** = preço da soja em grãos no Rio Grande do Sul.

Gráfico 3 - Preço Internacional dos Grãos de Soja. (1990-2000)



Em US\$/saca 60 kg.

Fonte: FNP Consultoria, diversos anos.

Notas: **pspp** = preço da soja em grãos no Porto Paranaguá; **psch** = preço da soja em grãos em Chicago; **pspa** = preço da soja em grãos nos Portos Argentinos; e **psgm** = preço da soja em grãos no Golfo do México.

A oscilação dos preços internacionais, até dezembro de 1995, apresenta-se menor que a observada nos preços domésticos. Enquanto que, no Brasil, o desvio padrão dos preços estava em 1,10, no mercado externo (considerando-se Chicago, Porto Paranaguá, Portos Argentinos e Golfo do México) os preços oscilavam com um desvio padrão de 0,97. Um movimento de alta ocorre durante todo o ano de 1994 e, depois de voltarem aos valores observados anteriormente, os preços apresentam um período de pico que não se mantém, tendendo a forte queda assim como ocorreu para os preços domésticos. Quando os preços se elevam em 1996 e 1997, no Brasil a média é US\$ 14,50/saca e no mercado externo de US\$ 17,27/saca; quanto às oscilações, o desvio padrão no Brasil era de 1,59 e no exterior de 0,90. No ano de 1997, quando os preços estão mais elevados, a média observada nos preços domésticos é de US\$ 15,24/saca e do mercado externo US\$ 17,43/saca. Em 1998, observa-se a queda dos preços, chegando, em 1999, à média de US\$ 8,48/saca no Brasil e US\$ 10,58/saca no mercado externo.

Tabela 7. Estatística Básica dos Preços do Grão de Soja (1990-1999)

a) Preço do Grão de Soja na Praça São Paulo

Ano	1990 (1) a 1994 (12)	1995 (1) a 1997 (12)	1998 (1) a 1999 (8)
Média	10,91	13,75	10,59
Desvio Padrão	1,12	2,47	1,78
Coef. de Variação	0,1026	0,1796	0,1681
Assimetria	0,271	-0,343	0,716
Curtose	-1,291	-1,014	0,562
Mínimo	9,12	9,20	8,32
Máximo	12,93	17,40	15,48
Normalidade Chi2(2)=	11,454 [0,0033] **	4,163 [0,1248]	2,99 [0,2238]

b) Preço do Grão de Soja na Praça Paraná

Ano	1990 (1) a 1994 (12)	1995 (1) a 1997 (12)	1998 (1) a 1999 (8)
Média	11,02	13,69	10,94
Desvio Padrão	1,31	2,65	1,69
Coef. de Variação	0,1189	0,1936	0,1545
Assimetria	0,847	-0,298	0,222
Curtose	0,844	-1,070	-0,644
Mínimo	9,23	8,54	8,64
Máximo	15,78	17,73	14,83
Normalidade Chi2(2)=	7,53 [0,0232] *	4,07 [0,1309]	0,25 [0,8823]

c) *Preço do Grão de Soja na Praça Mato Grosso*

Ano	1990 (1) a 1994 (12)	1995 (1) a 1997 (12)	1998 (1) a 1999 (8)
Média	8,65	11,86	8,92
Desvio Padrão	1,29	2,80	1,43
Coef. de Variação	0,1491	0,2361	0,1603
Assimetria	0,946	0,373	0,358
Curtose	1,634	-0,670	-0,496
Mínimo	6,47	7,23	7,00
Máximo	13,55	17,40	12,27
Normalidade Chi2(2)=	8.48 [0.0144] *	2.02 [0.3647]	0.63 [0.7286]

d) *Preço do Grão de Soja na Praça Mato Grosso do Sul*

Ano	1990 (1) a 1994 (12)	1995 (1) a 1997 (12)	1998 (1) a 1999 (8)
Média	9,54	12,71	9,84
Desvio Padrão	1,22	2,55	1,69
Coef. de Variação	0,1279	0,2006	0,1717
Assimetria	0,427	-0,169	0,537
Curtose	-1,065	-11,89	-0,002
Mínimo	7,84	8,40	7,83
Máximo	12,10	16,62	14,23
Normalidade Chi2(2)=	11.53 [0.0031] **	3.86 [0.1453]	1.58 [0.4536]

e) *Preço do Grão de Soja na Praça Goiás*

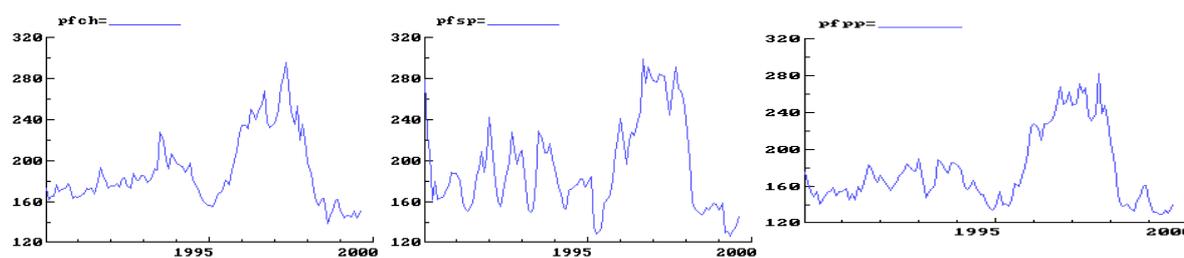
Ano	1990 (1) a 1994 (12)	1995 (1) a 1997 (12)	1998 (1) a 1999 (8)
Média	10,92	13,91	10,96
Desvio Padrão	1,28	2,66	1,99
Coef. de Variação	0,1172	0,1912	0,1816
Assimetria	0,194	-0,388	0,351
Curtose	-1,32	-1,095	-0,464
Mínimo	8,81	8,70	7,63
Máximo	13,35	17,85	15,45
Normalidade Chi2(2)=	10.22 [0.0060] **	6.08 [0.0477] *	0.61 [0.7359]

f) *Preço do Grão de Soja na Praça Rio Grande do Sul*

Ano	1990 (1) a 1994 (12)	1995 (1) a 1997 (12)	1998 (1) a 1999 (8)
Média	9,28	12,27	9,64
Desvio Padrão	1,24	2,33	1,75
Coef. de Variação	0,1336	0,1899	0,1815
Assimetria	0,905	-0,211	0,816
Curtose	1,196	-0,963	0,841
Mínimo	7,40	7,88	7,45
Máximo	13,87	16,35	14,57
Normalidade Chi2(2)=	8.04 [0.0179] *	2.09 [0.3521]	3.72 [0.1557]

Gráfico 3 - Preço do Farelo de Soja no Mercado Interno e Externo. (1990-2000)

Em US\$/tonelada.



Fonte: FNP Consultoria, diversos anos.

Notas: **pfch** = preço do farelo de soja em Chicago; **pfsp** = preço do farelo de soja em São Paulo; **pfpp** = preço do farelo de soja no Porto Paranaguá.

Para o farelo de soja, de 1990 a 1994, observamos, nesta análise gráfica preliminar, que os preços em São Paulo apresentam-se bastante instáveis e não acompanham o movimento apresentado pelos demais preços. Esta situação se repete no movimento de pico que ocorre a partir de 1995 e, como nos demais casos, não se mantém. É importante ressaltar, entretanto, que este movimento de aumento de preços verificado para o farelo ocorre com maior intensidade, permitindo destacar uma clara mudança no patamar dos preços e na variabilidade destes.

Tabela 8 - Estatística Básica dos Preços do Farelo de Soja (1990-2000)

a) Preço do Farelo de Soja na Praça Porto Paranaguá

Ano	1990 (1) a 1994 (12)	1995 (1) a 1998 (8)	1998 (9) a 2000 (8)
Média	162.69	205.23	140.38
Desvio Padrão	13.80	47.55	10.70
Coef. de Variação	0.0848	0.2316	0.076
Assimetria	0.148	-0.257	0.719
Curtose	-0.837	-1.440	-0.827
Mínimo	134.1	132.9	129.4
Máximo	1.894	281.9	160.2
Normalidade Chi2(2)=	2.16 [0.3393]	11.8 [0.0027] **	3.64 [0.1613]

b) Preço do Farelo de Soja na Praça São Paulo

Ano	1990 (1) a 1995 (4)	1995 (5) a 1998 (7)	1998 (8) a 2000 (8)
Média	182.97	225.23	144.74
Desvio Padrão	26.69	51.78	12.08
Coef. de Variação	0.1458	0.2298	0.0834
Assimetria	0.783	-0.363	-0.320
Curtose	1.240	-1.243	-1.633
Mínimo	127.8	130.6	126.3
Máximo	278.6	298.4	158.3
Normalidade Chi2(2)=	6.70 [0.0350] *	8.67 [0.0131] *	8.31 [0.0157] *

c) Preço do Farelo de Soja na Praça Chicago

Ano	1990 (1) a 1995 (2)	1995 (3) a 1998 (5)	1998 (6) a 2000 (8)
Média	179.16	221.62	150.61
Desvio Padrão	14.27	36.97	7.49
Coef. de Variação	0.079	0.1668	0.049
Assimetria	0.905	-0.207	0.405
Curtose	1.172	-0.934	-0.972
Mínimo	154.5	155.9	138
Máximo	227.4	295.2	163.1
Normalidade Chi2(2)=	8.33 [0.0155] *	2.09 [0.3500]	1.43 [0.4885]

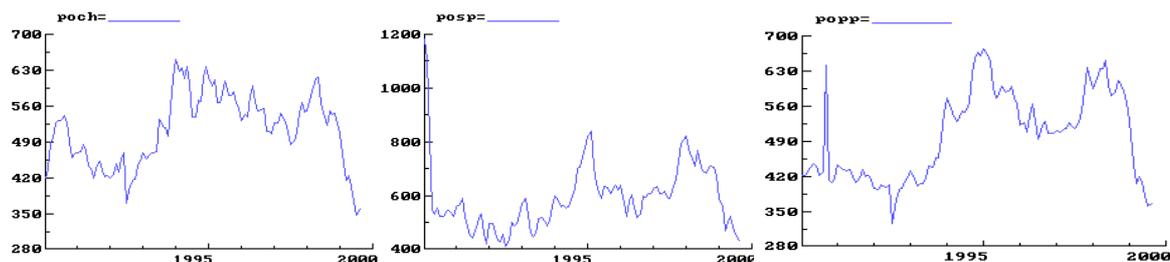
Fonte: FNP Consultoria, diversos anos.

Como podemos observar, conforme as estatísticas básicas apresentadas na tabela 8, o valor médio de preço para São Paulo, até 1994, é de US\$182,97/ton. (b), enquanto que para o Porto de Paranaguá apresenta-se em US\$162,7/ton (a). Durante o movimento de pico o maior valor médio também é o de São Paulo, US\$221,62/ton. Assim, o comportamento dos preços sofre alteração em seu padrão a partir de 1994, até então se apresentava em um patamar inferior ao verificado após a apreciação do câmbio ocorrido no Plano Real; é interessante observar também que, a partir de 1998, os preços apresentam-se em um terceiro patamar, inferior aos valores praticados até 1994.

Os preços do óleo de soja apresentam, assim como os preços de grãos e farelo, aumento em seu patamar a partir de 1994. Este movimento de aumento apresenta pequena inversão, mas há recuperação até 1999, quando os preços passam a declinar.

Gráfico 4 - Preço Interno e Externo do Óleo de Soja (1990-2000)

Em US\$/tonelada.



Fonte: FNP Consultoria, diversos anos.

Notas: **poch**: preço do óleo de soja em Chicago; **posp**: preço do óleo de soja em São Paulo; e **popp**: preço do óleo de soja no Porto Paranaguá.

Tabela 9 - Estatística Básica dos Preços do Óleo de Soja (1990-1999)

a) Preço do Óleo de Soja em São Paulo

Ano	1990 (1) a 1994 (1)	1994 (2) a 2000 (8)
Média	536.72	632.68
Desvio Padrão	140.87	90.87
Coef. de Variação	0.2624	0.1436
Assimetria	3.38	0.262
Curtose	11.77	-0.330
Mínimo	411.40	435.20
Máximo	1181.00	837.20
Normalidade Chi2(2)=	201.7 [0.0000] **	1.055 [0.5901]

b) Preço do Óleo de Soja em Porto Paranaguá

Ano	1990 (1) a 1993 (5)	1993 (6) a 2000 (8)
Média	419.23	544.45
Desvio Padrão	40.77	73.29
Coef. de Variação	0.097	0.1346
Assimetria	3.535	-0.518
Curtose	18.796	-0.091
Mínimo	325.10	361.10
Máximo	640.20	673.70
Normalidade Chi2(2)=	50.216 [0.0000] **	4.4904 [0.1059]

c) Preço do Óleo de Soja em Chicago

Ano	1990 (1) a 1993 (7)	1993 (8) a 2000 (8)
Média	459.24	545.43
Desvio Padrão	38.23	63.01
Coef. de Variação	0.083	0.1155
Assimetria	0.409	-1.162
Curtose	-0.123	1.664
Mínimo	370.70	345.70
Máximo	540.00	650.80
Normalidade Chi2(2)=	1.4616 [0.4815]	17.581 [0.0002] **

Fonte: FNP Consultoria, diversos anos.

Realizou-se a escolha do preço representativo para as praças nacionais e internacionais levando em consideração os coeficientes de correlação entre eles, apresentados na tabela 10. Podemos observar, na tabela 10a, que o coeficiente de correlação entre os preços dos grãos da soja na praça São Paulo e nas demais praças internas é bastante alto, ultrapassando os 90% de correlação; apenas o Estado de Mato Grosso é uma exceção, com seus preços apresentando uma correlação de 87% com os preços praticados

em São Paulo. Uma vez que esta correlação também é muito alta, o preço na São Paulo foi selecionada como representativa das demais praças internas¹.

Tabela 10 - Coeficiente de Correlação entre os Preços dos Grãos de Soja (1990-2000)

a) Preços Nacionais dos Grãos de Soja							b) Preços Internacionais dos Grãos de Soja				
praça	pspp	pspr	psnt	psns	psgp	psr	praça	pspp	psch	pspa	psgr
pspp	1.00						pspp	1.00			
pspr	0.9683	1.00					psch	0.9381	1.00		
psnt	0.8771	0.8806	1.00				pspa	0.9234	0.8954	1.00	
psns	0.9605	0.9531	0.9109	1.00			psgm	0.9215	0.9791	0.893	1.00
psgp	0.9440	0.9328	0.8835	0.9514	1.00						
psr	0.9679	0.9649	0.8744	0.9520	0.9340	1.00					

Os coeficientes de correlação entre os preços internacionais, na Tabela 9b, demonstram que o preço em Chicago apresenta alta correlação com os demais, sendo o coeficiente de correlação um pouco inferior apenas em relação aos preços nos Portos Argentinos, 89%. Ainda assim, justifica-se a utilização, como referência, dos preços praticados em Chicago, também pela importância que este mercado apresenta no cenário internacional. Assim, os demais procedimentos referentes à análise gráfica inicial, estarão considerando os preços de referência para os mercados interno e externo: São Paulo e Chicago.

Teste de Estacionaridade

O procedimento para identificar estacionaridade é conhecido como teste de raiz unitária. A finalidade é testar a existência de uma raiz unitária em y_t quando o processo gerador da série é expresso

$$\text{por: } \Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \Theta \sum_{i=1}^T \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

O número de termos de diferença defasados, como $\Delta y_{t-1} = (y_{t-1} - y_{t-2})$, ou $\Delta y_{t-2} = (y_{t-2} - y_{t-3})$, a serem incluídos é determinado empiricamente: a idéia é incluir termos suficientes de modo que o termo de erro seja serialmente independente. Sob a hipótese nula de $H_0: \rho=1$, com distribuição segundo Fuller (1976) para os valores críticos das estatísticas de teste ADF, os testes de raiz unitária serão aqui apresentados, resumidamente, em forma de tabela 11.

Tabela 11 - Teste de Raiz Unitária das Séries Temporais (1990-2000)

VARIÁVEL	LAGS	ADF	DW	N	VALORES CRÍTICOS		RESULTADO
					5%	1%	
LPSSP	13	-2,41	2,06	103	-3,453	-4,049	não estacion.
LPSCH	0	-0,9229	1,72	115	-3,449	-4,04	não estacion.
LPOSP	11	-1,541	2,06	104	-3,453	-4,049	não estacion.
LPOCH	0	-0,9571	1,79	115	-3,449	-4,04	não estacion.
LPFSP	12	-2,771	2,1	103	-3,453	-4,049	não estacion.
LPFCH	0	-1,271	1,91	115	-3,449	-4,04	não estacion.
DLPSPP	0	-9,259	1,94	115	-3,449	-4,04	estacionária
DLPSCH	0	-9,292	1,94	114	-3,449	-4,041	estacionária
DLPOSP	0	-7,4	1,76	114	-3,449	-4,041	estacionária
DLPOCH	0	-9,762	1,97	114	-3,449	-4,041	estacionária
DLPFSP	0	-8,565	2,01	114	-3,449	-4,041	estacionária
DLPFCH	0	-10,46	1,98	114	-3,449	-4,041	estacionária

¹ Há também a justificativa da perspectiva das estratégias de arbitragem em bolsas de futuros, quando os investidores realizam operações entre os preços de São Paulo e os de Praça Chicago, por conta exclusivamente das bolsas de futuros (BM&F e

Análise de Cointegração

Trabalhar com as séries em nível, integradas de primeira ordem, como as séries temporais desta pesquisa, embora permita captar as relações de longo prazo entre as variáveis, produz muito provavelmente o fenômeno das regressões espúrias. Por outro lado, a regressão utilizando a primeira diferença, uma vez que as séries temporais são estacionárias em primeira diferença, embora elimine a possibilidade de regressões espúrias, provoca a perda da relação de longo prazo. Uma situação em que se pode trabalhar com o nível das séries sem correr o risco de regressões espúrias ocorre quando as séries são cointegradas, daí a importância da análise de cointegração, pois "um teste para cointegração pode ser pensado como um pré-teste para evitar situações de 'regressão espúria'". (Granger, apud Gujarati, 2000:732).

Conforme Engle e Granger (1987), a definição de cointegração é a seguinte: seja x_t um vetor ($N \times 1$), os componentes de x_t são ditos cointegrados de ordem (d, b) , denotado por $x_t \sim CI(d, b)$, se: 1) todos os componentes de x_t são $I(d)$; e 2) existe um vetor $\alpha \neq 0$ tal que $z_t = \alpha' x_t \sim I(d - b)$, $b > 0$. O vetor α é chamado vetor de cointegração.

Assim, a definição de cointegração requer, em primeiro lugar, que todas as variáveis do modelo sejam integradas de mesma ordem. A segunda condição é que a combinação linear das variáveis do modelo resulte em uma série cuja ordem de integração é menor do que as das séries originais (Hendry & Juselius, 1999). Isso não basta, porém, para garantir o equilíbrio de longo prazo entre as funções, é necessário que as duas mantenham, ao longo do tempo, uma distância aproximadamente constante, elas devem mover-se de forma sincronizada, e para que isto ocorra, o resíduo ε_t tem que ser integrado de ordem zero. Assim, se $\varepsilon_t \sim I(0)$, os resíduos da regressão serão estacionários.

Uma vez que há necessidade de identificar a estacionaridade das séries, a primeira etapa do teste de cointegração corresponde à aplicação da raiz unitária para testar a ordem de integração de cada série, procedimento já realizado. Caso se conclua que as séries temporais apresentam a mesma ordem de integração, passa-se para a segunda etapa, que consiste em verificar se os resíduos são de ordem $I(0)$, ou seja, se as variáveis se cointegram conforme o procedimento Engle-Granger. Tais resíduos são os próprios resíduos da regressão estimada por mínimos quadrados ordinários. A hipótese nula desta segunda etapa do teste de cointegração é:

H_0 : as séries não são cointegradas

ou

H_1 : as séries são cointegradas

Engle e Granger recomendam duas formas para testar a hipótese H_0 , quais sejam, o teste de Dickey-Fuller Aumentado e a estatística de Durbin-Watson, ambos elaborados sobre os resíduos. Neste trabalho, adotaremos, o teste Dickey-Fuller Aumentado.

Mostrando-se que as séries são cointegradas, ou seja, que há uma relação de equilíbrio a longo prazo entre elas, a curto prazo, entretanto, pode haver desequilíbrio. Portanto, podemos tratar o termo erro correspondente às séries testadas como cointegradas, como um "erro de equilíbrio". E podemos usar esse erro para ligar o comportamento da série a curto prazo com seu valor a longo prazo, como um Mecanismo de Correção de Erros, que corrige quanto ao desequilíbrio, resultando em um modelo que consiste em um Modelo de Correção de Erros.

O resíduo deste novo modelo, por sua vez, também deve ser um ruído branco. Procuramos, também, identificar momentos de choques transitórios, e os controlamos com variáveis *dummies*. Estas variáveis visam captar diferentes ocorrências, entre elas, efeitos temporários, como mudanças de estações, de políticas econômicas, ocorrências muito prováveis para esta análise, diante do assunto estudado.

Serão realizadas análises de cointegração para os três segmentos do Complexo Soja (soja em grão, farelo de soja e óleo de soja), visando identificar as relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços domésticos e externos. Lembrando que os preços praticados nas praças São Paulo e Chicago são representativos dos preços domésticos e externos, respectivamente.

Iniciamos a investigação a partir de um modelo em nível, ou seja, para as séries temporais integradas de primeira ordem. Nestes termos, começamos por um modelo mais geral, com cinco

defasagens e reduzimos até alcançar apenas uma defasagem, sendo que a redução do modelo é verificada a partir do Teste F, que tem por finalidade testar o efeito conjunto das variáveis explicativas sobre a dependente. A partir disto, escolhemos, então, o modelo para a estimação do vetor de cointegração.

Os resultados da análise de cointegração serão apresentados a partir do estudo do comportamento do preço da soja em grãos, sendo que, para os outros dois segmentos do complexo, farelo de soja e óleo de soja, os resultados são obtidos seguindo os mesmos procedimentos. Destaca-se que para toda a análise que segue foi aplicado o logaritmo nas séries temporais.

Sendo assim, a especificação da equação geral para estimar o vetor de cointegração é a seguinte:

$$pi_t = \beta_0 + \beta_1 pi_{t-1} + \dots + \beta_5 pi_{t-5} + \gamma_1 pj_t + \dots + \gamma_5 pj_{t-5} + \varepsilon_t \quad (2)$$

sendo β_0 = constante; pi_t = logaritmo do preço do grão, farelo ou óleo de soja na praça de São Paulo; pj_t = logaritmo do preço do grão, farelo ou óleo de soja na praça de Chicago; e ε_t = resíduo gaussiano. Observando-se, primeiramente, a estatística de Teste F, temos então a seqüência de estimações que segue abaixo². Foram procedidas também especificações e estimações do VAR (vetores Autorregressivos), quando todas as variáveis são tratadas como endógenas, em especial um VAR de quinta ordem, que segue a forma matricial genérica:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_5 X_{t-5} + \Phi D_t + \Sigma_t \quad (3)$$

sendo X_t o vetor de variáveis endógenas, Π matrizes dos parâmetros, D_t representa todas as variáveis determinísticas do modelo como a constante e a tendência, e Σ_t a matriz de resíduos gaussianos com zero e variância Ω constante. Selecionamos um VAR(1), ou seja, com apenas uma defasagem, conforme critérios de informação (Critério de Schwarz e de Hannan-Quinn)³.

Tabela 12 - Teste F para Análise da Redução do Modelo em Nível – Equação (2)

DEFASAGEM	GRÃO	FARELO	ÓLEO
	LPSSP	LPFSP	LPOSP
5	75,338	92,861	85,983
4	85,00	114,81	102,94
3	106,97	143,41	133,16
2	145,25	198,95	173,76
1	224,56	281,87	261,41

Nota: LPSSP = logaritmo do preço do grão de soja na praça São Paulo;

LPFSP = logaritmo do preço farelo de soja na praça São Paulo; e

LPOSP = logaritmo do preço do óleo de soja na praça São Paulo.

Como podemos observar, para os três segmentos do Complexo Soja, o modelo selecionado, a partir do Teste F, foi o que apresentou apenas uma defasagem. Assim, os resíduos dos modelos com apenas uma defasagem, para todos os segmentos do Complexo consistem nos Mecanismos de Correção de Erros. Estes serão aplicados, posteriormente, na equação de curto prazo, ou seja, na equação em diferença⁴.

Neste momento, volta-se para a estimação do modelo de curto prazo, cuja especificação é a seguinte:

$$(a) \quad \Delta pi_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta pj_{t-1} + \dots + \beta_5 \Delta pj_{t-5} + u_{1t} \quad (3)$$

$$(b) \quad \Delta pj_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta pi_{t-1} + \dots + \gamma_5 \Delta pi_{t-5} + u_{2t}$$

² Enquanto realizadas as estimações do modelo em nível, conforme equação geral 2, foram encontrados R^2 (coeficientes de determinação) bastante elevados, próximos de 1. Uma vez que os Testes de Raiz Unitária (Teste ADF- Dickey-Fuller Aumentado) mostraram que as séries em nível não são estacionárias, tais estimações em nível expressam o fenômeno da regressão espúria.

³ Todos os testes econométricos foram realizados com uso do programa PcGive (2001), versão 10.0.

⁴ Uma vez que o logaritmo foi aplicado a todas as séries, os coeficientes angulares obtidos na estimação da equação em diferença expressam adequadamente a noção de elasticidade a partir do coeficiente de inclinação.

onde: $\beta_0, \gamma_0 =$ constantes; Δp_{it} = primeira diferença do logaritmo do preço do grão, farelo ou óleo de soja na praça São Paulo; Δp_{jt} = primeira diferença do logaritmo do preço do grão, farelo ou óleo de soja na praça Chicago; u_{1t} e u_{2t} = resíduos gaussianos⁵.

Assim, o modelo de curto prazo, em diferença, é reespecificado com a presença do Mecanismo de Correção de Erros (ECM_{t-1}). De forma que a equação do Modelo de Correção de Erros correspondente é a seguinte:

$$\begin{aligned} (a) \quad \Delta p_{it} &= \alpha_0 + \beta \Delta p_{it} - ECM_{1t-1} + \varepsilon_{1t} \\ (b) \quad \Delta p_{jt} &= \gamma_0 + \beta \Delta p_{jt} - ECM_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (4)$$

onde: $\alpha_0, \gamma_0, \beta =$ constantes; Δp_{it} = primeira diferença do logaritmo do preço de grãos, farelo ou óleo de soja na praça São Paulo; Δp_{jt} = primeira diferença do logaritmo do preço de grãos, farelo ou óleo de soja na praça Chicago; ECM_{1t-1} = resíduo da equação em nível do logaritmo do preço de grãos, farelo ou óleo de soja na praça São Paulo com uma defasagem, Mecanismo de Correção de Erros; ECM_{2t-1} = resíduo da equação em nível do logaritmo do preço de grãos, farelo ou óleo de soja na praça Chicago, com uma defasagem, ou, o Mecanismo de Correção de Erros; $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$ = resíduos gaussianos.

Conforme resultados apresentados na tabela 13, todos os modelos obtidos foram Modelos de Curto Prazo, uma vez que, na avaliação da significância do componente de longo prazo, o ECM, através do teste t, que este não é estatisticamente significativo para os três segmentos do Complexo Soja (grãos, farelo e óleo). Destaca-se que mesmo as estimações em procedimento VAR para análise de cointegração segundo metodologia Johansen & Juselius (Hendry & Juselius, 1999; Juselius, 1999), conforme estatísticas de teste do Traço e do Máximo Autovalor, não foi possível aceitar a hipótese de existência de um vetor cointegrante. Em um caso em que se aceitaria a hipótese nula de existência de um vetor cointegrante, para a equação do preço do farelo de soja, ainda assim, o vetor não foi estatisticamente significativo para o modelo final de correção de erros.

Vale um comentário sobre as elasticidades obtidas nas estimações das equações de preços. No caso do preço da soja em grãos, observa-se que as mudanças do preço interno afetam menos intensamente o mercado externo do que o contrário. Assim, para cada 1% de alteração no preço de Chicago, o preço de São Paulo altera-se 0,24%, enquanto que para cada 1% de mudança no preço de São Paulo o preço de Chicago é afetado em 0,15%.

Também para o farelo e o óleo de soja os efeitos de alterações nos preços nacionais são menos intensos sobre os preços internacionais que o inverso. Sendo assim, enquanto a mudança de 1% no preço internacional do farelo de soja afeta o preço nacional em 0,62%, as mudanças sofridas pelos preços internacionais, diante de alteração dos preços nacionais em 1%, é de apenas 0,21%. Para os preços do óleo de soja, a dimensão da intensidade com que mudanças no preço interno e externo se afetam permanece: os preços nacionais alteram-se 0,54% com alteração de 1% nos preços internacionais, por sua vez, a alteração de 1% nos preços nacionais causa mudança de 0,25% nos preços internacionais.

Destaca-se que, a partir desta análise de cointegração, pode-se também inferir sobre a relação de causalidade (precedência temporal) entre as variáveis, detectando, estatisticamente, a direção de causalidade, quando houver temporalmente uma relação entre as duas variáveis. A causalidade no sentido Granger equivale a dizer que se a variável X causa Y é possível verificar o quanto a variável corrente Y pode ser explicada pelos valores passados de Y e se, adicionando valores defasados de X, pode-se melhorar a explicação. Y é dito ser causado no sentido Granger por X se X ajuda na previsão de Y, ou equivalentemente, se os coeficientes dos X's defasados são estatisticamente significativos. Frequentemente, pode-se observar o fenômeno da causalidade bidirecional. Se a variável X causa no sentido Granger Y, então mudanças em X devem preceder mudanças em Y. Há quatro casos de causalidade: i) causalidade unidirecional de X para Y, ii) causalidade unidirecional de Y para X, iii) causalidade bilateral e, iv) independência.

⁵ Compete informar que foram procedidas estimações para modelos mais gerais em diferença, com cinco defasagens, e a redução para o modelo sem defasagem foi realizada observando as estatísticas de teste t, que tem por finalidade testar a significância dos parâmetros estimados do modelo. Foram, também, procedidas as análises dos resíduos das equações, observando a hipótese de normalidade dos erros.

Tabela 13 – Resultados das estimações em primeira diferença

	$dlpssp = 0,00055 + 0,2482dlpsch$ (0,096) (1,965) $R^2 = 0,4171$ $DW = 1,65$	AR 1- 7F(7, 95) = 1.9588 [0.0688] ARCH 7 F(7, 88) = 1.5728 [0.1540] Normalidade $\sigma^2(2)=$ 0.49047 [0.7825]
(11)	$dlpsch = 0,00342 + 0,1588dlpssp$ (1,056) (3,648) $R^2 = 0,5151$ $DW = 1,74$	AR 1- 7F(7, 94) = 0.30592 [0.9496] ARCH 7 F(7, 87) = 0.39618 [0.9022] Normalidade $\sigma^2(2)=$ 0.57391 [0.7505]
(12)	$dlpfsp = 0,00793 + 0,6224dlpfch$ (1,175) (4,805) $R^2 = 0,3979$ $DW = 1,46$	AR 1- 7F(7, 97) = 3.4159 [0.0026] ** ARCH 7 F(7, 90) = 0.65925 [0.7058] Normalidade $\sigma^2(2)=$ 1.1137 [0.5730]
(13)	$dlpfch = 0,00084 + 0,2113dlpfsp$ (0,211) (4,24) $R^2 = 0,4245$ $DW = 1,58$	AR 1- 7F(7, 96) = 1.6161 [0.1400] ARCH 7 F(7, 89) = 1.5807 [0.1514] Normalidade $\sigma^2(2)=$ 2.7631 [0.2512]
(14)	$dlposp = -0,00018 + 0,5477dlpoch$ (-0,032) (4,71) $R^2 = 0,1703$ $DW = 1,67$	AR 1- 7F(7,101) = 1.9427 [0.0705] ARCH 7 F(7, 94) = 1.1359 [0.3476] Normalidade $\sigma^2(2)=$ 3.8474 [0.1461]
(15)	$dlpoch = -0,00185 + 0,2527dlposp$ (-0,032) (4,45) $R^2 = 0,4399$ $DW = 1,87$	AR 1- 7F(7, 97) = 0.24367 [0.9731] ARCH 7 F(7, 90) = 1.0649 [0.3926] Normalidade $\sigma^2(2)=$ 0.25008 [0.8825]

Notas: Foram aplicadas variáveis *dummies* para a equação da taxa de variação dos preços de soja em grão de São Paulo em função da taxa de variação dos preços de Chicago foram as seguintes: 1991:11, 1992:1, 1993:7, 1995:3, 1996:9, 1998:2. Para a equação da taxa de variação dos preços de farelo de soja de São Paulo são: 1992:2, 1995:3, 1998:3, 1999:3. Para as equações de farelos temos as seguintes *dummies*. Na equação do preço de Chicago em função do preço de São Paulo seguintes variáveis *dummies* foram as seguintes: 1991:7, 1991:8, 1994:7, 1996:10, 1997:7, 1997:8 e 1998:8. Na equação do preço de Chicago em função do preço de São Paulo: 1993:7, 1995:3, 1996:10, 1997:10, 1998:8. Nas equação dos preços do óleo de soja, as *dummies* incorporadas foram: Para a estimação do preço de Chicago em função do preço de São Paulo: 1992:7, 1993:7, 1993:11, e 1994:7.

Em primeiro lugar, realizando uma análise dos choques aleatórios sobre as variáveis pesquisadas, note que muitos dos choques aleatórios sobre o preço doméstico não coincidem com os choques aleatórios sobre o preço internacional do Complexo Soja, como observado pela introdução de variáveis *dummies* no modelo (nota da tabela 13). Neste caso, devem haver perturbações advindas do mercado internacional que afetam aleatoriamente o mercado interno. Entretanto, na maioria das vezes, não há uma clara transmissão de choques entre estes mercados. Em outras palavras, choques aleatórios sobre os preços domésticos não necessariamente afetam os preços internacionais, valendo, também, o caso contrário.

Destaca-se, em segundo lugar, que há uma clara evidência de causalidade bidirecional, no sentido Granger, entre os preços de grãos, assim como para os outros segmentos do Complexo Soja. Ou seja, tanto as mudanças dos preços no Brasil precedem as mudanças dos preços de Chicago, quanto o contrário é verdadeiro. Como este modelo não apresenta defasagens temporais, insistimos no teste de causalidade, conforme procedimento convencional em Granger (1969). Os resultados seguem na tabela 14, logo abaixo, para modelos com defasagens temporais. Lembrando que estes testes são muito sensíveis às defasagens, e procuramos sempre analisar os modelos com o menor número de defasagens conforme sugere Hamilton (1995) e Greene (1993). A partir deste teste de causalidade, usando seis defasagens para o preço da soja, conclui-se que não se pode rejeitar a hipótese nula de que mudanças no preço da soja em grãos em São Paulo não causam no sentido Granger mudanças nos preços de soja em grãos em Chicago, mas a não causalidade em direção contrária deve ser rejeita. Este resultado se repete para as mudanças nos preços de farelos de soja, em uma estimação usando quatro defasagens. Contudo, no caso das

variações de preços de óleo de soja, o resultado obtido foi oposto, ou seja, rejeita-se a hipótese nula de que mudanças no preço do óleo de soja em São Paulo não causam no sentido Granger, mas a aceita para a causalidade oposta.

Finalmente, realizamos a análise de decomposição de variância. Procedeu-se o uso da especificação VAR (Vetor Autoregressivos) para sistemas de previsão de séries temporais interrelacionadas para analisar efeitos dinâmicos de perturbações aleatórias sobre o sistema das variáveis (Canova, 1999; Stock & Watson, 2001). Uma vez especificado o VAR, nós estimamos a decomposição de variância que proporciona um método diferente de descrever os sistemas dinâmicos ao decompor-se variações de uma variável endógena nos componentes de choques das demais variáveis endógenas do sistema em um VAR. A decomposição de variância dá a informação sobre a importância relativa de cada componente da inovação aleatória sobre as variáveis no VAR.

Nós, primeiro, estimamos um VAR incluindo as seguintes variáveis $[lpsp, lpch]_j$, para $j =$ grão, farelo e óleo de soja, e então decomposmos o preço doméstico no preço externo e vice-versa em um VAR de ordem cinco e o fomos reduzindo até um VAR (1). Os critérios de informação (Schwarz and Akaike) foram usados para a seleção do modelo, no nosso caso, um VAR de primeira ordem. A tabela 15 apresenta os resultados. Pode-se ver, muito claramente, que os preços de farelo de soja da praça Chicago são muito pouco explicados por choques advindos nos preços domésticos, mas o contrário indica que quase 12% dos choques de preços em Chicago afetam os preços em São Paulo. Note, também, os choques aleatórios no interior do Complexo. Neste caso, para o mercado doméstico, mudanças nos preços do farelo são explicadas por mudanças nos preços do óleo de soja (4%).

No caso do preço do óleo vê-se que, mais uma vez o mercado interno não explica as os choques de preços em Chicago, que apresentam uma importante explicam e nos preços praticados nos farelos em Chicago (13,2%). O preço do óleo em São Paulo é muito fortemente explicado pelas mudanças nos preços dos farelo em São Paulo (40%) e por mudanças nos preços do óleo em Chicago (10%). Quanto aos preços do grão de soja, Chicago não é um importante mercado na explicação das mudanças nos preços do grão no mercado doméstico, 1,6%, mas são as alterações de preço no interior do Complexo Soja os mais relevantes, como o farelo em São Paulo (40%) e do farelo em Chicago (22%).

Considerações finais

Cabe registrar algumas conclusões importantes após este estudo empírico. Em primeiro lugar, destaca-se o comportamento bastante diferenciado dos preços aqui pesquisados para os segmentos do Complexo Soja ao logo do período recente, seja em termos de mudanças na média, seja na variância. Em uma década os preços de grão e de farelo de soja praticamente dobraram de valor e depois recuaram para patamares próximos, senão abaixo, de níveis de começo dos anos 90.

Em segundo lugar, pode-se registrar a forte queda nas participações das exportações de farelo, acompanhada da de óleo, em detrimento das exportações de grão, especialmente após 1997, indicando um intenso proceso de substituição nos segmentos no interior do Complexo Soja, principalmente em um cenário em que as exportações mundiais destes dois segmentos mais crescem. Ou seja, o Brasil ganha participação de mercado no segmento de grão tanto pela redução das exportações dos chamados derivados de soja, quanto por que as exportações mundiais crescem muito menos em relações aos dos dois outros segmentos.

Em terceiro lugar, os resultados econométricos parecem bastantes robustos em uma direção central. Mesmo sendo o Brasil um dos maiores produtores e exportações mundiais do Complexo Soja, ainda assim os preços domésticos pouca afetam os preços de uma importante praça de referência internacional, que é Chicago. Aqui registramos as seguintes estimações: i) análise de cointegração, conforme Engle & Granger, e estimação de um modelo de correção de erros; ii) especificação e estimação de um VAR e análise de cointegração segundo Johansen & Juselius; iii) e análise da decomposição de variância; e iv) testes de causalidade no sentido Granger. Em todas as nossas estimações econométricas nota-se, por um lado, a importância das alterações nos preços de Chicago afetando os preços no mercado

doméstico e, por outro lado, as transmissões de preços no interior do Complexo, tal que os preços do óleo e especialmente do farelo muito influenciam os preços do grão, qualquer que seja a praça.

Tabela 14. Causalidade no sentido Granger (1990-2000)

Hipótese Nula	Obs	Estatística F	Probabilidade
Defasagens: 6			
<i>dlpssp</i> não causa Granger <i>dlpsch</i>	109	1.23807	0.29381
<i>dlpsch</i> não causa Granger <i>dlpssp</i>		2.38718	0.03414
Defasagens: 4			
<i>dlpfsp</i> não causa Granger <i>dlpfch</i>	111	0.13321	0.96984
<i>dlpfch</i> não causa Granger <i>dlpfsp</i>		2.52455	0.04538
Defasagens: 7			
<i>dlposp</i> não causa Granger <i>dlpoch</i>	108	2.11336	0.04960
<i>Dlpoch</i> não causa Granger <i>dlposp</i>		0.97028	0.45761

Tabela 15 – Decomposição de Variância

<i>Decomposição de Variância de dlpfch</i>							
Período	S.E.	DLPFCH	DLPFSP	DLPOCH	DLPOSP	DLPSCH	DLPSSP
1	0.050779	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.051489	97.29270	0.010545	0.121767	1.863078	0.307631	0.404280
5	0.051671	96.62882	0.285633	0.235564	2.131463	0.310580	0.407945
10	0.051671	96.62817	0.285825	0.235756	2.131725	0.310578	0.407945
<i>Decomposição de Variância de dlpfsp:</i>							
Período	S.E.	DLPFCH	DLPFSP	DLPOCH	DLPOSP	DLPSCH	DLPSSP
1	0.084968	12.84954	87.15046	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.088915	12.09131	83.31458	1.431809	3.042643	0.035398	0.084264
5	0.089787	11.90505	81.78830	2.258002	3.920926	0.034915	0.092802
10	0.089788	11.90479	81.78847	2.258113	3.920899	0.034915	0.092814
<i>Decomposição de Variância de dlpoch:</i>							
Período	S.E.	DLPFCH	DLPFSP	DLPOCH	DLPOSP	DLPSCH	DLPSSP
1	0.049063	11.18392	0.506854	88.30923	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.050729	13.27899	0.921843	84.80265	0.376153	0.306900	0.313457
5	0.050849	13.23718	1.200361	84.47269	0.394202	0.335826	0.359744
10	0.050850	13.23702	1.200662	84.47209	0.394652	0.335822	0.359756
<i>Decomposição de Variância de dlposp:</i>							
Período	S.E.	DLPFCH	DLPFSP	DLPOCH	DLPOSP	DLPSCH	DLPSSP
1	0.074649	1.002003	33.51167	10.25563	55.23070	0.000000	0.000000
2	0.080432	0.961838	39.02949	10.46856	49.49662	0.036996	0.006491
5	0.080918	0.966206	39.65853	10.37621	48.95135	0.040789	0.006916
10	0.080919	0.966222	39.65808	10.37717	48.95080	0.040789	0.006948
<i>Decomposição de Variância de dlpsch:</i>							
Período	S.E.	DLPFCH	DLPFSP	DLPOCH	DLPOSP	DLPSCH	DLPSSP
1	0.043233	43.90778	0.990912	7.320992	0.079644	47.70067	0.000000
2	0.044478	43.39958	1.885354	8.361318	1.131273	45.10937	0.113109
5	0.044670	43.24036	2.269727	8.294332	1.312776	44.76313	0.119669
10	0.044670	43.23978	2.269746	8.294876	1.313470	44.76244	0.119686
<i>Variance Decomposition of DLPSSP:</i>							
Período	S.E.	DLPFCH	DLPFSP	DLPOCH	DLPOSP	DLPSCH	DLPSSP
1	0.070779	21.96685	40.78094	1.426594	3.069615	1.505073	31.25092
2	0.072901	22.07330	41.25897	1.567573	3.784548	1.567667	29.74794
5	0.073283	21.91765	40.89121	1.830604	4.326204	1.594510	29.43981
10	0.073283	21.91740	40.89179	1.830661	4.326184	1.594491	29.43947

Referências Bibliográficas

- Costa, M. H. **Modelo de Simulação de Choques Externos e Internos para o mercado Brasileiro e de Exportação do Complexo Soja**. Viçosa, MG. 1991.
- FNP. **Agriannual**. São Paulo: FNP Consultoria e Comércio. 1997, 1998, 1999 e 2000.
- Gujarati, D. N. **Econometria Básica**. São Paulo: Makron Books, 2000.
- Hamilton, J (1995). **Times Series Analysis**. UP: Princeton.
- Wilkinson, J. **O Estado, a agroindústria e a pequena produção**. São Paulo: HUCITEC, 1986.
- Canova, F. (1999). *Vector autoregressive models. Specification, estimation, inference and forecasting*. M. H. Pesaran & M. Wickens. **Handbook of Applied Econometrics**. Vol 1. Macroeconomics. Blackwekl.
- Greene, W. H. (1993). **Econometric Analysis**. Englewood Cliffs: Prentice Hall.
- Hamilton, J. (1995). **Times Series Analysis**. Princeton University: UP.
- Hendry, D. & Juselius, K (1999). Explaining cointegration analysis: Part I and II. (<http://www.econ.ku.dk/okokj/>). September 1999.
- Juselius, K. (1999). Models and relations in Economics and Econometrics. (<http://www.econ.ku.dk/okokj/>). April 1999.
- PcGive 10 (vol. 1, 2, 3). (2001). **Econometric Modelling using PcGive 10**. London: Timberlake Consultants Ltd.
- Stock, J. & Watson, M. (2001). *Vector Autoregression*. **Journal of Economic Perspectives**, 15(4).