

OS DETERMINANTES DO INTERCÂMBIO COMERCIAL DE PRODUTOS AGRÍCOLAS ENTRE BRASIL E CHINA: O CASO DA SOJA

Paulo Ricardo Feistelⁱ
Álvaro Barrantes Hidalgoⁱⁱ
Fernando Bitencourt Zuchettoⁱⁱⁱ

RESUMO

Este trabalho tem por objetivo analisar os principais determinantes das exportações agrícolas brasileiras para a China, em particular, a soja que representaram em média 86,0% das exportações do Brasil para o mercado chinês, no período compreendido entre março de 2001 e março de 2009. A China é um dos países, que mais elevaram as importações agrícolas nos últimos anos, importando entre 2001 e 2009 em torno de 53,7% da soja mundial, enquanto que, neste período, o Brasil foi o segundo maior produtor mundial com quase 30,0% da produção e 37,0% das exportações mundiais. Neste trabalho, foram consideradas as variáveis, além da renda, o preço das exportações agrícolas, em particular a soja, as importações brasileiras de produtos chinesas e a taxa de câmbio real, do intercâmbio comercial entre Brasil e China. O procedimento empregado foi o método de co-integração de Johansen, que apontou para a existência de relações de longo prazo entre o preço e a renda, cujas alterações ao longo do tempo tornaram as exportações de soja para a China relativamente estáveis no intervalo estudado. Constatou-se também que modificações de curto prazo nas variáveis abordadas levam ao desequilíbrio momentâneo entre preço e renda, mas que acabam estas discrepâncias sendo corrigidas nos períodos posteriores.

Palavras-Chave: soja, comércio, Brasil, China.

ABSTRACT

This paper aims to analyze the main determinants of Brazilian agricultural exports to China, in particular, soy representing on average 86.0% of Brazil's exports to the Chinese market in the period between March 2001 and March 2009. China is a country, which more increased agricultural imports in recent years and imported between 2001 and 2009 around 53.7% of the soybean world, whereas in this period, Brazil was the second largest exporter with almost 30.0% of production and 37.0% of world exports, respectively, are Brazilian. In this work, we considered the variables, in addition to income, the price of agricultural exports, particularly soybeans, Brazilian imports of Chinese products and the exchange rate, exchange of trade between Brazil and China. The procedure employed was the method of Johansen co-integration, which pointed to the existence of long-term relationships between price and income, which changes over time became soybean exports to China relatively stable in the range studied. It was also found that short-term changes in the variables discussed lead to momentary imbalance between price and income, but eventually these discrepancies are corrected in subsequent periods.

Keywords: soy, trade, Brazil, China.

Classificação JEL: Q17 (Agriculture in International Trade)

Área 10 - Economia Agrícola e do Meio Ambiente

ⁱ Professor do Programa de Pós-graduação em Economia e Desenvolvimento (PPGE&D) da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). E-mail: prfeistel@yahoo.com.br

ⁱⁱ Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (PIMES) da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) e Pesquisador do CNPq. E-mail: abarrantes@uol.com.br

ⁱⁱⁱ Aluno do Curso de Economia e Bolsista Pesquisa da FIPE da UFSM. E-mail: fernandobzuchetto@hotmail.com

1. INTRODUÇÃO

As relações comerciais fazem parte da história da humanidade desde a antiguidade. Quando os indivíduos perceberam que trocando seus bens excedentes pelos produzidos por outros, maximizariam sua satisfação, iniciou-se o comércio. Transcendendo esta relação para os países, tem-se o comércio internacional.

Entre os bens comercializados, destacam-se os alimentos. Enquanto que o capital humano, a infraestrutura e a tecnologia podem ser formados em qualquer região, desde que tempo e recursos financeiros sejam investidos, o mesmo não acontece em relação aos recursos naturais. Clima, água, topografia e solo, são passíveis de modificação, porém não podem ser criados, e levando em consideração o contexto de crescimento da população mundial, nações que possuam estes fatores evidenciam-se como potenciais ofertantes de alimentos para a conseqüente expansão da demanda por comida.

Na conjuntura referida destacam-se dois países, Brasil e China. O primeiro por ser um dos maiores produtores de carne e grãos do mundo, e o segundo por, além de ter a maior população mundial e recentemente ampliar sua participação relativa no comércio internacional. No entanto, a China, apesar do reconhecimento do resto do mundo como grande produtor de bens, vem passando nos últimos anos por um processo de urbanização e aumento de renda, que tem levado à necessidade de importar alimentos para suprir a crescente demanda interna.

Atualmente, o Brasil surge como um dos países, que vem suprir este mercado, exportando para a China principalmente produtos primários, e entre eles destaca-se a soja. A China é um dos países, que mais elevaram as importações agrícolas nos últimos anos, com uma taxa média anual de crescimento das importações de 20,2% e destaca-se como maior importador de soja do mundo, importando em 2009 53,7% da soja mundial. Por outro lado, o Brasil se destaca, nos últimos anos como o segundo maior exportador de soja do mundo com média 37,0% das exportações mundiais de 2001 a 2009, sendo que cerca de 30,0% da produção mundial, também, é brasileira. Isto impõe a necessidade de importações chinesas de soja cultivada no Brasil¹. Estas características justificam que 35% das compras chinesas da oleaginosa sejam realizadas com produtores brasileiros².

O Brasil, como já referido, tem como característica, a exportação de produtos primários. Hodiernamente, esta peculiaridade não se alterou, dado que dos anos 2001 a 2009, mercadorias providas da extração mineral/vegetal e produção agrícola, estiveram entre as mais vendidas para o exterior. Petróleo (óleo bruto), açúcar de cana (bruto), café (grão), minério de ferro (aglomerado e não aglomerado), e soja (grão e farelo, e resíduos da extração do óleo) mantiveram-se entre os dez principais produtos exportados nos oito anos em questão.

Dentre estes produtos, destaca-se a soja em grão ou em farelo (triturada), que representou em média 5% do total exportado pelo Brasil no período 2001-2008, o que significa que neste espaço de tempo, foi a mercadoria com maior peso individual nas vendas externas brasileiras³. Avaliando-se, em particular, “o complexo soja” na totalidade de bens exportados relacionados à oleaginosa, evidencia-se novamente a soja em grão ou em farelo, dado que em 2008, foi responsável por 60,73% daquele todo, sendo que em nenhum ano entre 2001 e 2009, ficou abaixo de 50%.

Levando em consideração os produtos exportados pelo Brasil para a China em 2008, percebe-se que 32,46% destes consistiam de soja em grão ou triturada. Fazendo a análise do

¹ Proposição embasada em dados disponíveis no site do Ministério da Agricultura (www.agricultura.gov.br).

² Dados elaborados a partir das informações disponíveis no site da FAO (www.fao.org).

³ As informações a respeito das exportações brasileiras por mercadoria e país de destino, foram todas coletadas ou elaboradas com base em dados disponíveis no sistema alicesweb/mdic.gov.br.

período 2001-2007, a exceção deste último ano, em todos os demais aquela mercadoria foi a mais vendida ao mercado externo. Por fim, fazendo o cruzamento entre os produtos brasileiros exportados e os respectivos destinos, pode se constatar que a soja (triturada e em grão) remetida para a China no ano de 2008, correspondia a 2,69% de tudo o que foi vendido pelo Brasil neste ano. Portanto, quando apreciado tanto os bens comercializados no exterior, quanto às nações para onde são enviadas, temos como das mais relevantes a soja (grão e triturada) remetida para a China.

Assim a importância das relações comerciais entre a China e o Brasil, e em especial, a comercialização de soja, justificam o desenvolvimento deste trabalho, cujo objetivo procura identificar quais os fatores que influenciam as exportações brasileiras de soja para aquele país. Para isto foi utilizada uma abordagem econométrica procurou-se avaliar quais as variáveis significativas que explicam a quantidade exportada de soja para a China. Para tanto, lança-se mão de trabalhos com metodologias semelhantes e com procedimentos geralmente empregados nas investigações sobre determinantes das exportações.

A fim de atingir os objetivos, o artigo está dividido em cinco seções. Na seção dois apresentaremos uma análise das mudanças acontecidas na estrutura do comércio exterior brasileiro com a China durante o período pós-abertura comercial. Na seção três, apresentaremos o método que será utilizado para conhecer melhor os determinantes das exportações brasileiras de soja para a China. Na seção quatro, apresentaremos a análise dos resultados que foram obtidos, e finalmente na última seção é apresentada as conclusões do trabalho.

2. A ESTRUTURA DO INTERCÂMBIO COMERCIAL ENTRE O BRASIL E A CHINA

Inicialmente, para conhecer melhor as mudanças acontecidas na estrutura do comércio exterior brasileiro com a China no período recente, neste trabalho foram agrupados os produtos que participam do comércio entre os dois países em 14 grupos de produtos⁴. Assim na Tabela 1 é apresentada a estrutura das exportações e importações brasileiras para o período de 1992 a 2009.

Observa-se na Tabela 1, que o grupo de produtos Alimentos e Bebidas, que sabidamente tem forte conteúdo de recursos naturais, é o grupo que historicamente apresenta a maior representatividade dentro das exportações do Brasil para a China e que tem como destaque neste grupo a soja. Embora no período analisado não se mantenha um padrão definido, a partir do ano 1995 houve uma participação significativa deste grupo nas exportações para este país. Assim, em 1992 o grupo alimentos e Bebidas representavam 21,31% do total exportado para China, elevou-se significativamente a participação em 1995 para 59,38%, caindo para o nível de representatividade de 33,75% em 1999. Após o ano de 1997 houve crescimento contínuo deste grupo chegando a representar em 2008 40,58% das exportações brasileiras. No entanto, no ano de 2009, o grupo Alimentos e Bebidas, sofreram o impacto negativo da crise financeira internacional, que se refletiu no comércio internacional com redução para 36,42%, certamente a redução da demanda chinesa por bens primários foi determinante para este desempenho do grupo.

Outro grupo de produtos primários que tem importante destaque na pauta das exportações brasileiras para a China é o grupo Minerais (minérios, combustíveis, etc.). Este

⁴ O critério de agrupação dos produtos segue de perto aquele sugerido por THORSTENSEN, V. Et. Al. (1994), critério este muito utilizado em diversos trabalhos sobre comércio exterior.

grupo, que também tem forte presença de conteúdo de recursos naturais, e com baixo valor agregado. Observa-se, também, na Tabela 1 que este grupo de produtos, passou a ser o segundo maior em representatividade nas exportações brasileiras para a China, tendo a sua participação, que era de apenas 6,29% em 1992, se intensificado a partir de 1999 quando atingiu 36,86%, chegando a representar 42,8% em 2009 do valor total exportado para este país.

Dentre os bens primários, o grupo de Minerais Não-Metálicos apresentou uma redução na participação relativa no período analisado, passando de 44,65% em 1992 para atingir no final do período em 2009, a representatividade de apenas 5,30%.

Com relação aos grupos de produtos manufaturados observa-se, na Tabela 1 a evolução do grupo de produtos Máquinas e Equipamentos, tradicionalmente intensivos em capital, e que tem alto valor agregado. Esse grupo de produtos, que teve uma participação modesta nas exportações de apenas 1,43% de representatividade em 1992, chegou a representar 6,24% em 1995, voltando ao patamar do início do período analisado ao ser responsável por apenas 1,31% em 2009 das exportações para a China. O grupo Material de Transporte também, altamente intensivo em capital, mostra movimento semelhante ao grupo Máquinas e Equipamentos, com uma participação relativamente modesta de 1,74% em 1992 do total exportado para China, em 1995 atinge uma participação eventual de 6,07%, recuando para o patamar de 1,81% em 2009. Esporadicamente, outros grupos de produtos manufaturados, apesar de não manterem um padrão, tiveram saltos significativos na participação relativa das exportações brasileiras após a abertura comercial, como é o caso dos grupos de Metais Comuns (aço, ferro, alumínio, etc.), que representavam 27,66% em 1992, caindo para apenas 0,75% em 1995 e após altos e baixos, atinge o valor participativo de 1,89% em 2009.

Os demais grupos de produtos manufaturados tiveram, ao longo do período analisado, participações relativamente baixas e não padronizadas nas exportações brasileiras, assim: o grupo Produtos Químicos teve participação média de 2,51%; o setor de Plásticos e Borrachas, que obteve a média de 2,56%, reduziu sua participação de 8,39% em 1992 para 1,89% em 2009; Madeira e Mobiliário manteve a média de 1,13%; Papel e Celulose 4,08% e ótica e Instrumentos 0,21%.

**Tabela 1 – Estrutura do Comércio do Brasil com a China por grupos de produtos
1992/2009**

Anos	1992	1995		1999		2002		2005		2008		2009		
		Exp.	Imp											
1 a 24 Alimentos e Bebidas	21,31	7,38	59,38	3,71	33,75	3,90	41,35	1,96	33,45	1,24	40,58	1,45	36,42	1,46
25 a 27 Minerais	6,29	9,97	13,23	5,58	36,86	4,78	25,08	14,69	36,73	3,80	42,38	3,47	42,80	0,80
28 a 38 Produtos Químicos	2,68	26,56	1,11	11,70	4,68	16,70	1,04	14,52	1,57	10,90	0,73	10,96	0,73	9,98
39 a 40 Plásticos e Borracha	8,39	1,60	1,31	4,71	0,82	1,85	1,27	1,47	1,62	2,60	0,63	3,24	1,89	3,05
41 a 43														
64 a 67 Calçados e Couros	0,12	1,61	0,23	9,81	3,18	4,87	3,55	4,15	3,71	3,04	2,32	2,55	1,35	3,06
44 a 46 Madeira e Mobiliário	0,04	0,15	0,21	0,17	1,38	0,23	3,10	0,13	2,17	0,08	0,57	0,11	0,30	0,11
47 a 49 Papel e Celulose	0,98	0,10	0,54	0,28	8,89	0,30	5,57	0,14	4,22	0,15	4,52	0,39	5,64	0,53
50 a 63 Têxtil	4,54	7,11	1,28	15,32	0,05	6,67	0,62	6,03	1,62	6,71	0,33	7,01	0,39	8,60
68 a 72 Minerais Não-Metálicos	44,65	0,76	9,59	1,78	4,66	1,27	6,31	1,45	7,88	2,11	3,19	4,66	5,30	3,72
73 a 83 Metais Comuns	7,74	5,49	0,75	3,96	0,46	4,14	0,91	3,78	0,92	3,24	0,59	4,63	1,89	4,25
84 a 85 Máquinas e Equip.	1,43	31,40	6,24	25,27	4,16	40,61	7,03	39,79	4,84	54,14	2,33	50,00	1,31	53,39
86 a 89 Material de Transporte	1,74	1,09	6,07	3,37	0,76	1,37	3,81	1,25	1,04	1,75	1,68	2,79	1,81	2,65
90 a 92 Ótica e Instrumentos	0,09	3,19	0,04	2,63	0,29	5,69	0,30	7,17	0,17	7,47	0,10	6,00	0,13	5,13
93 a 99 Outros	0,00	3,60	0,02	11,69	0,07	7,62	0,05	3,46	0,06	2,77	0,05	2,76	0,04	3,25
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaboração dos autores. Dados MDIC/SECEX, sistema ALICEWEB

Obs.: Este critério de classificação é o mesmo utilizado em THORSTENSEN, V. Et. Al. (1994) pag. 50 e 51

O símbolo (-) significa ausência de exportações.

O grupo de Calçados e Couro que representavam 0,12% das exportações em 1992, após um pequeno aumento para 3,18% em 1999, provocado provavelmente pelo deslocamento das indústrias do setor para a região Nordeste, região abundante em trabalho, teve uma redução contínua na participação relativa, chegando em 2009 a representar apenas 1,35% das exportações. Da mesma forma no grupo Têxtil, observa-se, na Tabela 1, uma queda ainda mais acentuada na participação, passando de 4,54% em 1992 para apenas 0,39% em 2009, restrições comerciais ao setor podem explicar esse baixo desempenho.

Analizando agora o comércio com a China pelo lado das importações, na Tabela 1, é apresentada a estrutura das importações brasileiras da China segundo os diversos grupos de produtos considerados.

Com relação à participação relativa dos grupos de produtos importados pelo Brasil cabem os seguintes comentários. Diferente das exportações, os dados mostram uma redução significativa na participação relativa das importações dos grupos de produtos primários de Alimentos e Bebidas, e de Minerais. Esses dois grupos representavam, respectivamente, 7,38% e 9,97% do total importado pelo Brasil da China em 1992, reduzindo a sua participação relativa para apenas 1,46% e 0,80% em 2009, respectivamente. Ou seja, a participação desses dois grupos de produtos primários caiu de 17,35% em 1992 para o valor representativo mínimo de 2,26% em 2009. Por outro lado, os produtos manufaturados tiveram um crescimento significativo na participação relativa após a abertura comercial, conforme será visto a seguir.

Quanto às importações brasileiras de manufaturados da China ao longo do período 1992/2009. Estas se concentraram nos grupos de: Produtos Químicos, Têxtil, Máquinas e Equipamentos, e Ótica e Instrumentos, que representavam juntamente 61,56% do total importado em 1992 e em 2009 a participação desses quatro grupos de produtos passou a ser de 77,1% do total. Nestes grupos, observa-se o crescimento significativo das importações de Máquinas e Equipamentos, que em 1992 representavam apenas 31,40%, passando a representar no ano de 2009 53,39% do total importado da China. O grupo Produtos Químicos, que tinha participação em 1992 de 26,56% e nos períodos subseqüentes após mostrar altos e baixos, declina sua representatividade para 9,98% em 2009, desempenho inferior ao percentual verificado no ano de 1989. Já, os grupos de Material de Transporte e Plásticos e Borrachas, tiveram uma pequena representatividade de 1,09% e 1,60% em 1992, para 2,65% e 3,05% em 2009, respectivamente, do total importado pelo Brasil da China.

Com relação aos grupos de produtos considerados tradicionais na pauta de comércio exterior brasileiro e reconhecidamente na literatura econômica como sendo intensos em trabalho temos os grupos de: Calçados e Couros, Madeira e Mobiliário, e Têxtil. Verifica-se que esses grupos tiveram recuo ou se mantiveram no mesmo nível de importância relativa nas importações brasileiras. No caso do grupo de Calçados e Couros, houve uma participação relativa média das importações de em torno de 4,55%, no período analisado. O grupo Madeira e Mobiliário manteve uma representatividade média de importações de 0,15% no período. Ainda, na Tabela 1, observa-se que o grupo de Têxtil, teve um crescimento das importações de 1,61% para 15,32% no ano de 1995 e posteriormente um declínio na representatividade para 8,60% em 2009. No desempenho deste grupo é possível verificar a agressividade comercial da economia chinesa, ao aumentar suas exportações para o Brasil, em um setor considerado intensivo em trabalho e no qual a economia brasileira é reconhecidamente abundante em relação ao resto do mundo.

Em resumo, diferente das exportações que tem na soja seu principal representante na pauta de exportações de produtos primários para a China, observa-se nas importações uma redução significativa na participação relativa dos grupos de produtos primários, e um correspondente incremento na participação relativa dos manufaturados, principalmente

daqueles mais intensivos em capital, como é o caso de máquinas e equipamentos que em 2009 representavam mais de 50% do total importado pelo Brasil da China.

Outro indicador utilizado neste trabalho a fim de caracterizar o comércio exterior do Brasil com a China é o índice de comércio intra-indústria (CII), trata-se de um índice que permite saber se o comércio realizado é de bens classificados dentro de um mesmo setor (comércio intra-indústria), ou de bens classificados em setores diferentes (comércio interindústria). O índice de CII foi desenvolvido por GRUBEL e LLOYD (1975). Esse índice pode ser calculado em nível de produto ou indústria, e também em nível agregado para toda a economia.

O indicador agregado do comércio intra-indústria (CII), cunhado por GRUBEL e LLOYD (1975), e utilizado neste trabalho, consiste em calcular:

$$CII = 1 - \frac{\sum_i |X_i - M_i|}{\sum_i (X_i + M_i)} \quad (1)$$

Em que X_i representa as exportações do produto i e M_i representa as importações do mesmo⁵.

Na Figura 1, são apresentados os índices de comércio intra-indústria encontrados para o comércio Brasil-China, a nível agregado, dados referentes ao período 1989-2009. As observações utilizadas para o cálculo do índice de CII foram em nível de capítulo da Nomenclatura Comum do MERCOSUL. Tendo em vista que o índice CII é sensível ao nível de agregação das observações (quanto mais agregadas as observações maior é o índice calculado), pode-se esperar que exista uma superestimação no índice de CII obtido.

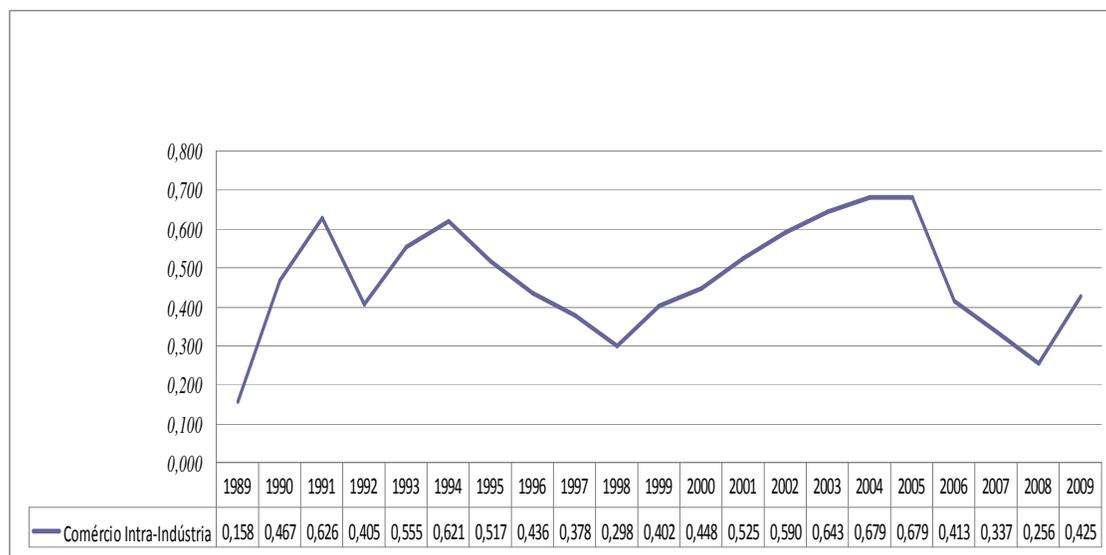


Figura 1- Índice de Comércio Intra-Indústria Brasil-China 1989/2009

Fonte: Construído com base em dados do fluxo de comércio Brasil-China-Sistema Alice Web do MDIC.

⁵ O valor numérico calculado desse índice encontra-se no intervalo entre zero e a unidade. Quando o índice CII iguala-se a 0, deparamo-nos com um comércio do tipo interindústria, ou, em outras palavras, o comércio é do tipo à la Heckscher-Ohlin. Por outro lado, se o índice CII calculado é igual a 1, então todo o comércio é do tipo intra-indústria. Ver detalhes sobre os determinantes do comércio intra-indústria em GRUBEL e LLOYD (1975).

Analisando o comportamento dos resultados obtidos, Figura 1, observa-se que não há um padrão definido do índice de comércio intra-indústria do Brasil com relação à economia chinesa. Conforme pode ser visto no Gráfico, o padrão de comércio Brasil-China que inicialmente predomina no período é o comércio interindústria com índice de CII de apenas 0,158 em 1989 e 0,467 em 1990. Somente, nos anos de 1991, 1994 e no período de 2003 a 2005, os índices de CII parecem ser elevados. Entretanto os índices de comércio intra-indústria encontrados para o comércio Brasil-China se situam abaixo dos níveis encontrados para o comércio entre o Brasil e o Resto do Mundo e para parceiros comerciais tradicionais como a Argentina e os demais países do MERCOSUL⁶. No caso do comércio Brasil-China, o predomínio do comércio parece ser interindústria, esta situação faz sentido por se tratar de um comércio que cresceu muito recentemente e está baseado em exportações de Alimentos e Bebidas, e Minerais, e em importações baseadas em manufaturados tais como Máquinas e Equipamentos, Produtos Químicos e Têxteis, como visto anteriormente.

Os dados apresentados na Tabela 1 e a intensidade do comércio intra-indústria apresentada na Figura 1, parecem mostrar uma tendência de especialização do comércio exterior brasileiro com a China, principalmente durante o período recente. A economia brasileira é reconhecidamente bem dotada de recursos naturais (terra e minerais abundantes), e menos dotada de trabalho e capital, em relação à China.

Nas seções a seguir realizar-se-á uma análise mais aprofundada sobre o comércio exterior Brasil-China, em particular, a comercialização da soja a fim de conhecer melhor a tendência de especialização no comércio entre os dois países. Isto, sob a ótica de um procedimento econométrico de curto prazo, cujas variáveis abordadas levam ao desequilíbrio momentâneo entre preço e renda, mas que estas discrepâncias acabam sendo corrigidas nos períodos posteriores.

3. O MÉTODO DE ABORDAGEM

Com base em um modelo econométrico, procurou-se encontrar quais às principais variáveis influenciadoras do comércio de soja entre Brasil e China no período de 2001-2009. Inicialmente, utilizando a teoria econômica, procurou-se identificar os possíveis fatores determinantes nas relações de comércio internacional, para obter um modelo econométrico plausível. Não obstante a aceitação do modelo empregado, a utilização de séries históricas impele o pesquisador à cautela, no prejuízo de incorrer na regressão espúria. Este fenômeno ocorre quando ao se trabalhar com dados no tempo constata-se uma relação estatística significativa entre as variáveis dependente e interdependente, mesmo elas não possuindo, *a priori*, correlação alguma. Devido a esta peculiaridade das series históricas, faz-se necessário o estudo da estacionariedade destas. Sendo as variáveis estacionárias no tempo, ou seja, elas mantendo a média e a variância constantes ao longo do período (sentido *lato*), pode-se manipulá-las tais como qualquer outra variável de corte temporal, sendo assim passíveis do estabelecimento de relações de longo prazo.

⁶ Vasconcelos (2000), por exemplo, encontrou para o período 1995-1998, índices de CII no comércio Brasil-Argentina acima de 50%.

3.1 Definição das Variáveis

Segundo Cavalcanti e Ribeiro (1998), estudos que abordam a especificação de modelos de exportação estão fundamentados em três teorias básicas.

A primeira é a *hipótese do país pequeno*. Esta parte do pressuposto que as vendas externas da nação investigada são uma parcela muito pequena do comércio mundial, sendo incapazes de afetar os preços da mercadoria em questão. A demanda por exportações desta nação teria uma elasticidade-preço perfeitamente elástica, significando que se o preço do produto oriundo daquele país for maior que sua cotação internacional, não haverá exportação alguma. Por outro lado, “uma leve redução no preço faz com que a quantidade demandada tenda ao infinito” (BESANKO E BRAEUTIGAM, 2004, p.32). Destarte, haver-se-á somente a possibilidade da estimação de equações de oferta.

Neste caso, as potenciais variáveis explicativas são diversas dadas a “multiplicidade de fatores que podem afetar a capacidade e/ou disposição dos produtores de determinado país em produzir e exportar seus produtos” (CAVALCANTI E RIBEIRO, 1998, p. 18). Dentre estas possíveis condicionantes encontra-se o Produto Interno Bruto Potencial (*proxy* da capacidade produtiva do setor exportador), a rentabilidade (mensurada por algum indicador que englobe as receitas e despesas relacionadas às vendas externas), o ciclo de atividade interna e a taxa de câmbio real.

A detenção de fração considerável de mercado, ou a produção de mercadorias diferenciadas, sugere uma elasticidade-preço das exportações finita. Aliado a isto a existência de capacidade ociosa na indústria ou existência de tecnologia produtiva caracterizada pelos retornos constantes, supõe-se uma função de oferta perfeitamente elástica, resumindo, portanto, a estimações de equações de demanda (IBID. p.17).

Teoricamente a lista dos possíveis condicionantes da demanda por exportação não é longa, abrangendo basicamente uma variável representando o nível de renda externa real, que esteja relacionada ao consumo de produtos comercializados internacionalmente, e algumas variáveis de preços relativos que denotem a diferença da importância pecuniária entre produtos domésticos e os substitutos estrangeiros (CAVALCANTI E RIBEIRO, 1998).

A terceira interpretação acerca da especificação de modelos de exportação considera como determinantes desta tanto os condicionantes da oferta quanto da demanda, partindo-se da premissa que as elasticidades-preços de ambas são finitas, “de forma que o preço e a quantidade são determinados simultaneamente pela interação das funções de oferta e demanda” (BARROS *et al*, 2002, p.10).

Pressupõe-se que em sendo o Brasil o segundo maior exportador de soja do mundo, a oferta do país impacta no preço internacional da *commodity*, e conseqüentemente na demanda chinesa, redundando então em uma elasticidade-preço da demanda finita. Concomitantemente, dado que aproximadamente metade da produção brasileira de soja destina-se ao mercado interno⁷, fatores que influenciam o consumo no país, *a priori*, causarão efeitos sobre a fração reservada às exportações, independente do país de destino. Diante disso, presumi-se uma elasticidade-preço da oferta igualmente finita.

Com base na análise supracitada, empregar-se-á um modelo uniequacional composto por variáveis do lado da oferta e da demanda. A hipótese subjacente à pesquisa, é que o total exportado da oleaginosa (*exp*) seja determinado pelo seu nível de preço (*pexp*), pela renda chinesa (*rend*), e a taxa de câmbio real (*tx*):

$$exp = f(pexp, rend, tx)$$

⁷ Proposição embasada em dados disponíveis no site do Ministério da Agricultura (www.agricultura.gov.br).

3.2 Especificação do Modelo

Definidas as variáveis a serem utilizadas, partiu-se para a especificação do modelo econométrico, o qual se baseou primeiramente em uma análise gráfica da variável dependente contra as independentes. Esta observação levou a utilização de um modelo semelhante ao de Carvalho e De Negri (2000) que foi avaliado, qualitativamente, pelo teste RESET de forma funcional. Estes autores levam em consideração a quantidade exportada, a taxa de câmbio nominal, o preço do produto exportado, o preço do produto doméstico, a taxa média de subsídio (considerada de difícil mensuração), a renda interna e a renda externa. Entretanto, esta pesquisa não levará em conta os subsídios, a renda interna e o preço doméstico. A taxa de câmbio será considerada em termos reais. Segue a equação que se pretende estimar:

$$exp = \alpha \cdot pexp^\beta \cdot rend^\gamma \cdot tx^\delta \cdot e^{\varepsilon_i} \quad (1)$$

Logaritizando (1), tem-se:

$$\ln exp = \varphi + \beta \ln pexp + \gamma \ln rend + \delta \ln tx + \varepsilon_i \quad (2)$$

Onde:

exp = total exportado de soja (outros grão de soja, mesmo triturados) para a China em toneladas;

pexp = preço por tonelada exportada de “outros grãos de soja, mesmo triturados” para a China em dólares americanos;

rend = renda chinesa disponível para importação de bens brasileiros, dado pelo total importado pelo Brasil de mercadorias chinesas em dólares americanos;

tx = Índice da taxa de câmbio real;

ε_i = erro estocástico, supondo ter distribuição normal com média zero e variância constante, reúne todas as demais variáveis que podem influenciar as exportações brasileiras de soja para a China que não estão inclusas no modelo, seja por pressupostos teóricos, ou impossibilidade de mensuração.

$$\varphi = \ln(\alpha)$$

Ressalta-se que além da combinação dos dados propiciarem a interpretação de um modelo tal como (1), trabalhos empíricos sobre estimação de equações de exportação, como Barros, Bacchi e Burnquist (2002), Bittencourt e Sampaio (1999) e Figueiredo e Ferreira (2004), corroboram o uso daquela forma funcional.

3.3 Procedimento Metodológico

Para avaliar a existência de relações de longo prazo entre as variáveis selecionadas, e assim inquirir sobre os determinantes da exportação de soja para a China, seguiu-se os seguintes procedimentos.

Primeiro, constatou-se a razoabilidade da forma funcional por meio da análise gráfica e do teste RESET. Em seguida, investigou-se o caráter estacionário das séries através de quatro métodos, quais sejam gráfico, análise da função de autocorrelação (gráfico, estatística Q de Box-Pierce e estatística de Ljung e Box), teste de Dickey-Fuller ou Dickey-Fuller Aumentado, e Phillips-Perron. São realizados todos os procedimentos para a variável em nível, primeiramente, e, caso não seja estacionária, a mesma é diferenciada, realizando-se novamente os exames citados. A mesma rotina é empregada para o erro estocástico (ε_i).

Verificada a mesma ordem de integração para as variáveis, e sendo o resíduo estacionário em nível, utilizou-se o método de co-integração de *Johansen* para a estimação das equações de curto e longo prazo.

3.4 Dados

A periodicidade das variáveis é mensal, tendo início em março de 2001 e final em março de 2009, compreendendo, por conseguinte, 97 meses. Os dados relacionados à quantidade exportada, preço das exportações e importações brasileiras da China, foram coletadas do Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior via Internet, denominado ALICE-Web, da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX), do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), e as informações referentes ao índice da taxa de câmbio real obtidas no site da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX). Destaca-se que nos meses de dezembro de 2001, janeiro e março de 2002, janeiro de 2003, fevereiro de 2005, janeiro de 2007 e janeiro de 2008, não houve exportações de soja para China, desta forma utilizou-se como *proxy* a média da quantidade exportada e dos valores auferidos das vendas nos períodos imediatamente anterior e posterior.

4. RESULTADOS

Antes da apresentação dos resultados, devem-se ressaltar quatro pontos. Primeiro todos os testes quanto gráficos apresentados foram gerados pelo programa econométrico MICROFIT 4.0. Segundo, as variáveis *exp*, *pexp*, *rend*, *tx* e ε , serão representadas por *x1*, *x2*, *x3*, *x4* e *resíduo*, respectivamente. Terceiro, o nível de significância padrão é de 5%, salvo quando houver referência em contrário. Quarto, o MICROFIT utiliza os critérios de *Akaike* (AIC) e *Schwarz* (SBC) de modo inverso, ou seja, quanto maiores forem estas estatísticas, mais bem especificado estará o modelo.

4.1 Modelo Empregado

A análise dos gráficos da quantidade exportada contra cada variável dependente, preço, renda e taxa de câmbio, mostra uma relação não linear entre aquela e estas, o que é respaldado pelo teste da forma funcional (*Reset*), que apontou um *F* calculado de 4,8485, cujo valor p^8 é de 3% para um grau de liberdade no numerador e 92 no denominador, significando que a um nível de significância de 1% não se pode rejeitar a equação (1).

$$\begin{array}{rcccc} \ln x_1 = & -3,0816 & -3,1381 \ln x_2 & + 1,8865 \ln x_3 & + 1,8174 \ln x_4 & + \varepsilon_t \\ ep & (10,5096) & (1,0323) & (0,50263) & (1,4057) & \\ t & -0,29322 & -3,0398 & 3,7532 & 1,2928 & (1) \\ & & & F = 4,8485 & [0,03] & \end{array}$$

Os valores estimados e reais para o logaritmo das exportações aparecem na Figura 2 e se não demonstram perfeita consonância, pelo menos possuem os mesmos movimentos ao longo dos meses estudados.

⁸ O Valor *p*, ou nível de significância exato, é o menor nível de significância a que se pode rejeitar a hipótese nula (GUJARATI, 2006, p.111).

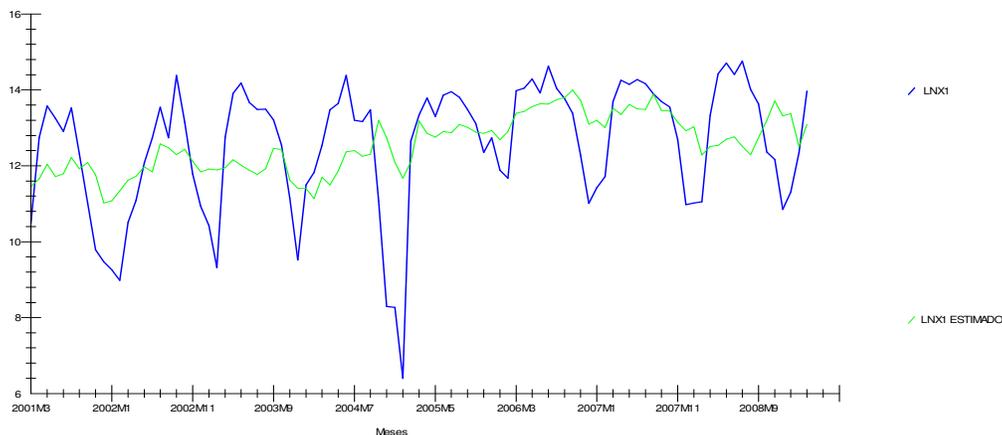


Figura 2 - Gráfico da Regressão do modelo inicial (1)

4.2 Estacionariedade das Séries

4.2.1 Exportações

A interpretação gráfica das exportações contra o tempo sugere que entre março de 2001 e março de 2009, a quantidade exportada de soja para a China não permaneceu estável, pois manteve uma variação inconstante no período. Comparando os desvios até setembro de 2004 e os seguintes, a visualização demonstra que estes reduziram sua oscilação no interstício recente. Com isso, pressupõe-se a não estacionariedade da série.

A análise da função de autocorrelação indica a não estacionariedade, pois a FAC não possui uma redução brusca nas quatro primeiras defasagens, revelando inconsistência com o padrão esperado para uma série estável. As estatísticas Box-Pierce (BP) e Ljung-Box (LB) encontradas no correlograma, ratificam o supracitado, pois até a 32ª defasagem, apresentaram-se significativas, ou seja, a hipótese nula de que todos os coeficientes de autocorrelação conjuntamente são iguais a zero, insinuando estacionariedade, deve ser rejeitada.

Constatando-se que a série em questão possui tendência (o coeficiente da tendência é significativo a 5%), e autocorrelação, dado que a estatística d foi inferior ao Limite de Significância, 1,5250 contra 1,709 (valor aproximado), aplicou-se o teste ADF. O critério de AIC definiu as defasagens em seis, enquanto que pelo SBC foi verificado duas. Optou-se, levando em consideração a parcimônia, a estatística ADF para duas defasagens, o que resultou por rejeitar a hipótese nula da não estacionariedade, dado que o valor calculado para ADF (2) foi de -6,1448, superior em módulo, à estatística crítica de -3,4632.

Em contradição ao teste ADF, o método de Phillips-Perron, a um nível de significância de 1%, aceita a pressuposição da não estacionariedade. Justifica-se a proposição com base no valor calculado do teste P-P (-3,8880), ser menor que o crítico (-4,04, aproximadamente) em módulo.

Levando em consideração a análise gráfica, a FAC e o teste P-P que concluíram pela instabilidade da sucessão, diferenciou-se a mesma, e repetiram-se os procedimentos no intuito de averiguar se tal manipulação dos dados levaria a estabilidade da série. A diferença está denotada por DIFLNx1.

A diferenciação consiste em subtrair da variável no tempo t , o seu valor em $t-1$, obtendo-se, portanto, a variação entre dois períodos. Os resultados do exame gráfico e da função de autocorrelação e correlograma assinalam a estacionariedade. Quando realizado o teste Dickey-Fuller sem tendência - esta não foi significativa a 5% e não foi detectada autocorrelação nos dados, d de Durbin-Watson igual a 2,0162 – a estatística teste, -8,1772, ficou acima, em módulo, da estatística crítica, -2,8963, a um nível de significância de 5%, implicando em rejeição da hipótese da não estacionariedade.

Empregando o teste Phillips-Perron à diferença nas exportações, verifica-se novamente a estacionariedade da sucessão, porquanto da estatística calculada de -8,6875 ser superior, em módulo, à crítica (-2,8963) a um $\alpha = 5\%$. Destarte, todos os critérios tiveram os mesmos resultados, implicando que a série original é integrada de ordem um.

4.2.2 Preço

A variável preço das exportações no interregno abordado apresenta uma tendência ascendente, caracterizando a não estacionariedade. Concernente à função de autocorrelação, as estatísticas Box-Pierce (BP) e Ljung-Box (LB) constantes no correlograma, mostraram-se significativas a 5% para as trinta e duas defasagens empregadas, o que juntamente com o gráfico da FAC, apóiam a hipótese da não estacionariedade da sucessão.

A tendência possui um t calculado de 19,4220, sendo assim significativo a 5%. Entretanto a série não apresentou autocorrelação, como indica o d de Durbin-Watson igual a 1,7139, superior ao valor crítico a 5% de 1,709, assim usou-se o teste DF com tendência. Este procedimento indicou uma estatística teste de -2,0980, e um valor crítico de -3,4632 ($\alpha=5\%$), sendo, portanto, o primeiro, em módulo, menor que o segundo, denotando assim a não estacionariedade da sucessão.

Igualmente, o teste de Phillips-Perron apontou para a existência da instabilidade dos dados no intervalo, legitimado por um valor calculado, -0,93355, menor, em módulo, que o crítico, -3,4632, o que ocasiona a aceitação da não estacionariedade. Assim como na variável anterior, todos os testes referidos foram refeitos levando em consideração a diferença da sucessão, sendo esta designada por DIFLN2.

A avaliação baseada no gráfico das diferenças do preço das exportações contra o tempo é a de que tal variação é estável no período. Esta interpretação é justificada também pela FAC, e pelas estatísticas BP e LB (não significativas até trinta e duas defasagens com um $\alpha=5\%$).

A inexistência de tendência, verificada pelo seu t calculado ser de 0,10307, ou seja, não significativo a 5%, e de autocorrelação - estatística d de 1,9735, quando a 5% o valor crítico é de 1,687, provocando a aceitação da hipótese nula da não autocorrelação redundou na utilização do teste Dickey-Fuller sem tendência. O mesmo apresentou uma estatística DF calculada de -8,3536, ao passo que o valor crítico a um nível de significância de 5% é de -2,8963, rejeita-se a suposição da não estacionariedade, por ser o primeiro maior, em módulo, que o segundo.

Considerando o teste Phillips-Perron, chegou-se a mesma conclusão anterior. A sucessão da diferença dos preços das exportações é estacionária, pois a estatística teste foi de -8,8072, maior, em módulo, que o valor crítico de -2,8963 referido acima. Conseqüentemente, à semelhança da variável quantidade exportada, LN2 é integrada de ordem um.

4.2.3 Renda

A primeira análise, fundamentada na renda e no tempo, sugere um movimento similar ao da variável preço, denotando a não estacionariedade da renda no intervalo temporal avaliado.

Por meio do correlograma nota-se que as estatísticas BP e LB são significativas a 5% para todas as defasagens em questão (trinta e duas), gerando a mesma interpretação que a ocasionada pela visualização da FAC, qual seja, da não estacionariedade da sucessão, visto que a queda da mesma entre as defasagens é gradativa, indo na direção contrária da esperada para uma série estacionária, onde há uma redução acentuada entre as defasagens.

Inspecionada a presença da tendência (t calculado para o coeficiente do tempo por volta de 52,65, sendo significativo a um $\alpha=5\%$), e a inexistência de autocorrelação, por estar a estatística d (2,0714) acima do Limite de Significância (1,709) do teste de Durbin-Watson, aplicou-se Dickey-Fuller com tendência. O valor calculado encontrado (-3,4306) foi inferior, em módulo, ao crítico (-3,4632), sendo o nível de significância igual a 5%, assim, em acordo com as demais inquirições, a variável em questão é não estacionária.

A não estacionariedade também foi a conclusão obtida através do teste de Phillips-Perron, cuja estatística teste ficou em -0,79398, portanto, menor, em módulo, que o valor crítico em questão (-3,4632), reafirmando os resultados anteriores, e motivando a diferenciação da variável em estudo com vistas a observar se ela torna-se estável ou não. Como anteriormente, todos os testes foram refeitos, e a diferença da renda é simbolizada por DIFLN3.

Percebe-se, ao visualizar o gráfico da diferença da renda contra tempo, uma mudança em relação à mesma variável em nível. A variação é mais estável. Considera-se, assim, que DFLN3 seja estacionária. O mesmo infere-se da investigação da FAC, pois possui uma queda forte entre as defasagens. A estatística BP não é significativa a 1% até a 12ª defasagem, enquanto que a LB o é até a 11ª, assim, considerando apenas onze defasagens, a série é estacionária.

Devido a não constatação de tendência, verificado pelo t calculado de -0,15133, referente à variável tempo, ser menor que o crítico (1,99), e da inexistência de autocorrelação, visto que a estatística d foi de 2,0172, desta forma acima do Limite de Significância de 1,687, foi utilizado o teste DF sem tendência, onde se evidenciou a estacionariedade da sucessão, que mostra a estatística teste DF igual a -11,3286, e o valor crítico a 5% de -2,8963. Como o primeiro, em módulo, é maior que o segundo, tem-se a rejeição da suposição da não-estacionariedade.

Assim como o teste DF, o Phillips-Perron indicou a estabilidade da série no espaço temporal avaliado. Este procedimento evidenciou a superioridade, em módulo, da estatística teste (-11,9812) contra o valor crítico de -2,8963, levando-se assim a rejeição da hipótese de que a sucessão seja não estacionária. Portanto, em linha com as duas variáveis anteriores (exportações e preço), a renda, igualmente possui ordem de integração unitária.

4.2.4 Taxa de Câmbio

A taxa de câmbio (LN4), analisada contra o tempo ressalta que a variável possui uma tendência descendente (apreciação) até a metade de 2008, quando então iniciou um movimento depreciativo findado nos primeiros meses de 2009. Estas variações ao longo do período caracterizam uma série não estacionária.

A função de autocorrelação é semelhante às obtidas anteriormente com as variáveis em nível, preço e renda, desta forma, a avaliação não poderia ser distinta, ou seja, apresenta um padrão peculiar a não estacionariedade.

As estatísticas BP e LB foram significativas a 5% até a 32ª defasagem, corroborando com a interpretação de não estacionariedade da sucessão. O teste de Dickey-Fuller Aumentado com tendência foi o utilizado para a verificação da estacionariedade, pois a série apresentou tendência, já que o coeficiente do tempo foi de -16,6490, sendo assim, significativo a 5%; e autocorrelação, com uma estatística DW de 1,2732, inferior ao Limite de Significância de 1,709. Pelo critério de AIC, a ordem de defasagem apropriada para o teste deveria ser de cinco, enquanto que SBC apontava para uma defasagem. Considerando a parcimônia, optou-se pelo segundo, resultando em uma estatística teste de -2,9476, inferior a crítica de -3,4632 a um nível de significância de 5%, e considerando ambos os valores em módulo. Desta forma, a série em questão não é estacionária.

Utilizando o teste Phillips-Perron, a conclusão não foi diferente das demais, ou seja, este método indicou a não estacionariedade da sucessão, devido a sua estatística calculada (-0,76262) ser, em módulo, menor que a crítica (-3,4632). Partiu-se, então, para a diferenciação da variável, denotada por DIFLN_{X4}, e se repetiu os quatro procedimentos de aferição de estacionariedade.

Em primeiro lugar, tanto a análise do gráfico da variável taxa de câmbio diferenciada contra o tempo, quanto a da função de autocorrelação, demonstram a estacionariedade na nova sucessão. O correlograma informa que as estatísticas Box-Pierce (BP) e Ljung-Box (LB), pelo menos até a 20ª defasagem são significativas a 5%. Assim, o correlograma insinua a não estacionariedade.

Como a sucessão da diferenciação da taxa de câmbio não apresentou tendência devido ao coeficiente do tempo não apresentar significância nem a 65%, e também não indicou autocorrelação, visto que o d de Durbin-Watson foi estatisticamente igual a dois, empregou-se o teste DF sem tendência para o exame da estacionariedade, o qual exibiu uma estatística teste de -6,4436, e um valor crítico de -2,8963 ($\alpha=5\%$). Comparando ambos os números em módulo, tem-se que o primeiro é maior que o segundo, sendo assim rejeitada a hipótese da não estacionariedade da série.

O teste Phillips-Perron também concluiu pela estacionariedade, haja vista que seu valor calculado é de -6,7972, novamente superior, em módulo, que o crítico de -2,8963 citado anteriormente. Portanto, a taxa de câmbio no período analisado possui ordem de integração igual a um. Com isso, as quatro variáveis empregadas no trabalho são I(1). Para a realização da co-integração ainda falta atender um pressuposto, o da estacionariedade do erro, ε_i . Tal verificação será feita na próxima seção.

4.2.5 Resíduo

A relação entre o resíduo da equação (1) contra o tempo insinua a não estacionariedade do erro, pois a variância não permanece constante ao longo do tempo. No mesmo sentido da análise, a função de revela a não estacionariedade da sucessão, assim como as estatísticas Box-Pierce (BP) e Ljung-Box (LB), que são significativas a 5% para as trinta e duas defasagens empregadas.

Quanto ao teste Dickey-Fuller, foi utilizado o Aumentado sem tendência, porque não foi significativa a tendência imposta para a série a um nível de significância de 5% (estatística t de 0,41070 com valor p de 68,2), e porque a mesma apresentou a estatística d (1,6158) inferior ao Limite de Significância (1,687), dado $\alpha=5\%$, denotando a presença de autocorrelação. O critério AIC indicou nove defasagens, enquanto que o SBC, duas, assim, considerando a parcimônia, foi verificado a estatística do segundo, sendo seu valor, -5,8212,

maior em módulo que o crítico com 5% de nível de significância (-2,8959), configurando assim a estacionariedade da série.

Por último, através do teste Phillips-Perron, confirmou-se o resultado obtido com o ADF, pois sua estatística teste de -4,0776 é maior, em módulo, que o valor crítico da estatística DF a 5%, qual seja, -2,8959. Por conseguinte, o erro é estacionário em nível, ou seja, $I(0)$.

Verificado que as variáveis exportações, preço, renda e taxa de câmbio são integradas de mesma ordem, sendo todas $I(1)$, e o resíduo gerado pela equação (1) ser estacionário em nível, torna-se factível a co-integração.

4.3 Co-integração.

Atendidos os pressupostos para a co-integração, verificou-se a ordem do vetor auto-regressivo. Baseado no critério de *Akaike*, a escolha das defasagens ficou em duas, indicando que as variáveis estudadas possuem influência de até dois períodos anteriores. Deve-se ressaltar que o critério de *Schwarz* apontou para uma defasagem, mas levando em consideração o critério de máximo verossimilhança (LL) para o desempate, que indicou um valor de 216,8723 para o primeiro, e 191,8851, optou-se pelo AIC.

Tabela 2 - Teste de co-integração de Johansen vetores com base no critério do Autovalor máximo

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Estatística	Valor crítico a 95%
$R = 0$	$r = 1$	35,6455	28,2700
$r \leq 1$	$r = 2$	18,3567	22,0400
$r \leq 2$	$r = 3$	6,0746	15,8700
$r \leq 3$	$r = 4$	2,4726	9,1600

Fonte: Elaborada pelo autor através dos dados pesquisados.

Empregando o método de co-integração de Johansen com intercepto restrito e sem tendência para um VAR de ordem dois foi encontrado os seguintes resultados. Primeiro, pelo critério de Auto-valor máximo, rejeita-se a hipótese nula da inexistência de vetores de integração. A estatística calculada foi superior à crítica, indicando que há alguma relação de longo prazo entre as variáveis analisadas, como comprovado na Tabela 2.

Tabela 3 - Teste de co-integração de Johansen para os vetores no critério do traço

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Estatística	Valor crítico a 95%
$R = 0$	$r \geq 1$	62.5495	53.4800
$r \leq 1$	$r \geq 2$	26.9039	34.8700
$r \leq 2$	$r \geq 3$	8.5472	20.1800
$r \leq 3$	$r = 4$	2.4726	9.1600

Fonte: Elaborada pelo autor através dos dados pesquisados.

Na mesma direção, o teste do Traço assinalou a rejeição da não ocorrência de relações de longo prazo, pois, novamente, a estatística calculada foi maior que a crítica como mostra a Tabela 3.

Quanto ao número de vetores co-integrantes, o critério de *Akaike* resultou em dois, por outro lado, o SBC não indicou vetores de co-integração como pode ser visto na Tabela 4.

Tabela 4 - Teste de co-integração de Johansen vetores critérios -Akaike e Schwarz

Posto	Critério de Akaike (AIC)	Critério de Schwarz (SBC)
r = 0	190.4729	170.0419
r = 1	200.2957	169.6491
r = 2	203.4740	165.1659
r = 3	202.5113	159.0954
r = 4	201.7476	155.7778

Fonte: Elaborada pelo autor através dos dados pesquisados.

Levando-se em conta os resultados dos testes de autovalor Máximo e Traço que mostraram existir pelo menos um vetor co-integrante, optou-se pelo AIC. Ressalva-se ainda, o emprego, para os fins de estimação da equação de longo prazo, de um vetor de co-integração, dado o objetivo do trabalho, qual seja de verificar a relação entre a variável dependente e as demais. Tendo como premissa estes resultados foram geradas as estimativas constantes na Tabela 4, onde a variável dependente exportação foi normalizada.

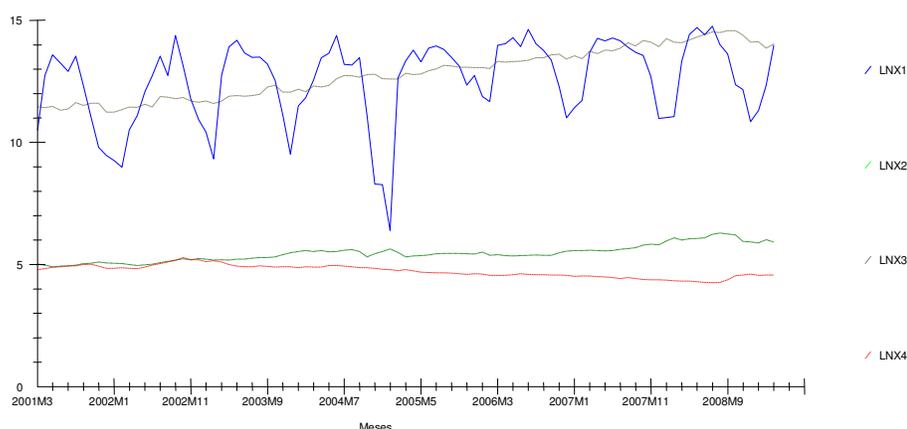
Tabela 5- Resultados da estimação da regressão (1)

	<i>lnexp</i>	<i>lnpexp</i>	<i>lnrend</i>	<i>Lntx</i>	Constante
<i>Bi</i>	1,0000	1,9071	-2,0265	-4,0025	22.4268
<i>Ep</i>	--	(1,9128)	(1,1149)	(3.0662)	(22,3078)
<i>T_{calculado}</i>	--	0,9970	-1,8177	-1,3054	1,0053
<i>T_{crítico}</i>	1,99	1,99	1,99	1,99	1,99

Fonte: Elaborada pelo autor através dos dados pesquisados.

É possível verificar que quando a variável de exportações é normalizada, as demais se tornam não significativas. Desta forma optou-se por restringir a variável preço a zero, porém as demais estatísticas continuaram não significativas. Repetiu-se o processo retirando a restrição nula do preço e a imputando à renda, e depois à taxa de câmbio. Os resultados foram os mesmos, as demais variáveis persistiram não sendo significativas.

Avaliando o gráfico de todas as variáveis plotadas contra o tempo (Figura 3), inferiu-se sobre a possibilidade do preço e da renda estarem co-integradas de forma a tornar as exportações relativamente estáveis ao longo do período analisado.

**Figura 3 - Evolução das exportações (LNX1), do preço (LNX2), da renda (LNX3) e da taxa de câmbio (LNX4) (M3/01-M3/09)**

O gráfico acima mostra que os movimentos do preço e da renda mantêm certa simetria, além de que a teoria nos diz que elevações no preço das exportações, como já referido, reduzem a quantidade exportada, ao mesmo tempo em que o acréscimo na renda expande-as. Destarte, se ambas crescem em um dado interstício, seus efeitos combinados podem não afetar a quantidade exportada. Assim, tanto a variável exportação, quanto a taxa de câmbio foram restritas a zero, normalizando-se o preço, e deixando livre a renda. Os resultados deste procedimento seguem na Tabela 6.

Tabela 6 - Estimação da regressão (1), com restrição a preço e taxa de câmbio

	<i>lnexp</i>	<i>lnpexp</i>	<i>lnrend</i>	<i>lntx</i>	<i>Constante</i>
<i>Bi</i>	--	1,00	-0,27329	--	-2,0883
<i>Ep</i>	--	--	(0,069344)	--	(0,93802)
<i>T_{calculado}</i>	--	--	-3,9411	--	-2,2263
<i>T_{crítico}</i>	--	--	1,99	--	1,99

Fonte: Elaborada pelo autor através dos dados pesquisados.

As estatísticas acima mostram que o preço e a renda possuem uma relação estável ao longo do tempo, sendo que para cada variação de um ponto percentual na renda, há um crescimento de 0,27% no preço. Assim, a hipótese anteriormente sugerida de que os efeitos das variações no preço e na renda acabam por não influenciar as exportações é plausível, pois, no longo prazo, com a elevação da renda, há uma maior demanda, ocasionando elevação nos preços e conseqüente retorno ao equilíbrio, mantendo estáveis as exportações brasileiras de soja nos últimos oito anos.

Além da dinâmica de longo prazo, é necessário também estimar como se comportam os preços quando da ocorrência de choques no curto prazo. Para isto empregou-se o Modelo de Correção de Erros (MCE), cujos resultados estão expostos na Tabela 7.

Tabela 7- Estimativa da equação de correção de erros para o preço das exportações (M5/2001-M3/2009)

Variável	Coefficiente estimado	Desvio-padrão	T _{Calculado}	Valor <i>p</i>
Diflnx11 ¹	-0,013782	0,0059104	-2,3318	0,022
Diflnx21 ²	0,051574	0,099350	0,51911	0,605
Diflnx31 ³	0,086629	0,051017	1,6980	0,093
Diflnx41 ⁴	-0,27038	0,15207	-1,7780	0,079
mce1 ⁵	-0,080982	0,034525	-2,3456	0,021

(1) diflnx11=lnx1(-1)-lnx1(-2). (2) diflnx21=lnx2(-1)-lnx2(-2). (3) diflnx31=lnx3(-1)-lnx3(-2).

(4) diflnx41=lnx4(-1)-lnx4(-2). (5) mce1=1lnx2-0,27329lnx3-2,0883.

Fonte: Elaborada pelo autor através dos dados pesquisados.

As estatísticas acima informam que a um nível de significância de 10%, os preços, no curto prazo são afetados por todas as variáveis, a exceção dela mesma defasada. Os sinais encontrados estão em consonância com o arcabouço teórico, visto que o preço e quantidade relacionam-se inversamente; a renda eleva a demanda, e assim os preços; e a taxa de câmbio ao depreciar-se estimula os exportadores a aumentar a oferta, puxando os preços para baixo. Além, mostra que quando os preços estão fora do seu valor de equilíbrio em um dado mês, 8,09% desta discrepância é corrigida no período subsequente. Portanto, os efeitos de choques ocorridos em um período qualquer são retificados ao longo do tempo.

5. CONCLUSÕES

O comércio entre Brasil e China tem se intensificado nos últimos anos, e caracteriza-se por vendas brasileiras concentradas em produtos primários, sejam de origem vegetal, ou mineral. Dentre os principais produtos comercializados, encontra-se a soja, que vem respondendo por aproximadamente 30% da totalidade das exportações. Dada esta importância da soja no comércio bilateral entre estes países, justifica-se o estudo do comportamento das vendas da mercadoria. Para tanto, partindo da pressuposição que preço do produto, renda chinesa e taxa real de câmbio, influenciavam as exportações, fez-se a modelagem econométrica proposta, e posterior análise dos resultados.

Em primeiro lugar, partindo da observação dos testes aplicados nos dados, conclui-se que as variáveis utilizadas possuíam a mesma ordem de integração, e o resíduo era estacionário em nível, atendendo assim aos pressupostos da co-integração. Verificada a existência de vetores co-integrantes, examinou-se a possibilidade da variável exportações ser uma combinação linear das demais, o que não foi constatado. Então, partindo da análise gráfica e sustentada pela teoria subjacente, analisou-se a relação de longo prazo existente entre preços e renda, o que se mostrou significativa, de forma que alterações nestas variáveis possivelmente tenham tornado as exportações, no período em questão, relativamente estacionárias. Em compensação, no curto prazo os preços são afetados positivamente pela renda, e negativamente pelo total exportado e pela taxa de câmbio, e que modificações nestas variáveis são corrigidas no período posterior a uma taxa de 8,09%.

Constata-se assim que as exportações brasileiras de soja para China entre março de 2001 e março de 2009, são afetadas pelo seu preço, e pela renda chinesa, pois o crescimento na renda leva a uma maior demanda por soja, que eleva seus preços, redundando em queda nas exportações, de forma que nos oito anos avaliados, não tenha havido alterações consideráveis na quantidade exportada.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BARROS, G. S. C.; BACCHI, M. R. P. E BURNQUIST, H. L. **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**: Texto para discussão nº 865. Rio de Janeiro: IPEA, 2002.

BESANKO, D.; BRAEUTIGAM, R. R. **Microeconomia: Uma Abordagem Completa**. 1 ed. Rio de Janeiro: LTC, 2004.

BITTENCOURT, M. V. L. ; SAMPAIO, A. V. . **Estimação da função de exportação de café para o Brasil, 1983-1998**. In: XXXVII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 1999, Foz do Iguaçu. XXXVII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 1999.

CARVALHO, A; DE NEGRI, J. A. **Estimação de Equações de Importação e Exportação de Produtos Agropecuários para o Brasil (1977/1998)**. IPEA, jan. 2000. (Texto para Discussão n. 698).

CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, F. J. **As Exportações Brasileiras no Período 1977/96: Desempenho e Determinantes**. IPEA, Texto para Discussão n. 545, 1998.

FIGUEIREDO, A. M. ; FERREIRA JUNIOR, S. . **Função de exportação brasileira de soja em grão: análise e considerações sobre seus determinantes no período de 1980 a 2002.** In: XVII CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 2004, CUIABÁ. Anais... XVII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural. Brasília - DF: SOBER, 2004.

GRUBEL, H. P. E P. J. LLOYD, Intra-industry trade: the theory and measurement of international trade in differentiated products. London: Mc Millan, 1975.

GUJARATI, D. **Econometria Básica.** 4. ed. São Paulo: Campus, 2006.

THORSTENSEN, V. et al. , O Brasil frente a um mundo dividido em blocos, Instituto Sul-Norte, Livraria Nobel, 1994.

VASCONCELOS, C. R. F. “O Comércio Brasil- MERCOSUL na Década de 90: Uma Análise pelas Óticas da Intensidade Fatorial, Comércio Intra-Indústria e Criação e Desvio de Comércio”, Tese de Doutorado em Economia defendida no Curso de Pós-Graduação em Economia da UFPE, Recife, outubro de 2000.