



EXPORTAÇÕES PARANAENSES DO COMPLEXO SOJA: UMA ANÁLISE A PARTIR DO MODELO GRAVITACIONAL

PARANÁ EXPORTS OF THE SOYBEAN COMPLEX: AN ANALYSIS FROM THE GRAVITATIONAL MODEL

Geisiane Michelle Zanquetta de Pintor¹

Eduardo de Pintor²

Pery Francisco Assis Shikida³

Resumo

Em 2014 o valor total exportado do complexo soja (grãos, farelo e óleo) foi de US\$ 23,273 bilhões para o Brasil, destes 7 bilhões foram oriundos das exportações paranaenses, representando 17,46% e posicionando o estado como o segundo maior exportador. Com o objetivo de analisar os determinantes destas exportações, foi realizada a verificação empírica de sua evolução e estimado um modelo gravitacional. O modelo econométrico comprovou que as variáveis “PIB dos países importadores”, “população do Paraná” e “*dummy* China” foram as principais responsáveis pelas exportações paranaenses do complexo soja, explicando 41,58% de suas variações entre 2002 e 2014. Além disso, constatou-se piora nos termos de troca nas exportações deste complexo para o Paraná, pois ocorreu grande ampliação das exportações de soja em grãos, em detrimento das exportações de farelo e óleo de soja.

Palavras-chave: exportações, modelo gravitacional, complexo soja.

Abstract

In 2014 the total exported value exported from the soybean complex (grains, bran and oil) was US\$ 23.273 billion for Brazil, of these 7 billion came from exports from Paraná, representing 17.46% and positioning the State as the second largest exporter. Thus, with the objective of analyzing the determinants of these exports to the soybean complex, the empirical verification of the evolution of the Paraná exports was made and a gravitational model was estimated. The econometric model showed that the variables “the GDP of the importing countries”, “the population of Paraná State” and “the dummy China” were the main factors responsible for the exports of the soybean complex in Paraná, accounting for 41.58% of its variations between 2002 and 2014. Furthermore, there was a worsening of the terms of trade in exports of this complex to Paraná, as there was a large increase in soybean exports, to the detriment of exports of soybean meal and soybean oil.

Keywords: exports, gravitational model, soybean complex.

¹ Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Regional e Agronegócio da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE/Toledo). Professora da Universidade Federal da Integração Latino-Americana (UNILA). E-mail: geisiane.michelle@hotmail.com

² Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Regional e Agronegócio da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE/Toledo). Economista da Universidade Federal da Integração Latino-Americana (UNILA). E-mail: eduardodepintor@hotmail.com

³ Doutor em Economia Agrária pela ESALQ/USP. Professor Associado, atuando curso de economia, no Programa de Mestrado em Economia e no Programa de Mestrado e Doutorado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio. E-mail: peryshikida@hotmail.com



1 INTRODUÇÃO

As exportações do complexo soja, sendo elas compostas das exportações de soja em grãos, farelo e óleo, possuem grande importância na economia brasileira, seja pela geração de renda ou na obtenção de divisas, bem como para o estado do Paraná. Em 2014, o Brasil auferiu o montante de US\$ 23,273 bilhões de dólares com estas exportações. O Paraná representou 17,46% deste total, atingindo o valor de US\$ 7 bilhões de dólares.

Apesar do expressivo valor arrecadado com estas exportações e sua importância econômica para o estado, este percentual tem diminuído, pois em 2002 o Paraná detinha 32,5% do valor total exportado de todo o Brasil. Em 2014, o Paraná era o segundo maior exportador com 17,46%, perdendo apenas para o Mato Grosso, com 31,37%, e seguido do Rio Grande do Sul, com 17,11%. Sendo estes três estados os principais exportadores do complexo soja, uma vez que o quarto colocado, Goiás, possuía apenas 7,41% do mercado.

Deste modo, fica evidente a importância das exportações do complexo soja para o Paraná. A importância é ressaltada quando se observa a área agrícola colhida com esta cultura no Paraná, pois ele chegou a 5 milhões de hectares, representando 16,5% do total nacional em 2014. Tal expressividade é mais evidente quando se verifica que estes 5 milhões de hectares representaram 47,4% da área agrícola colhida para todo o Paraná, demonstrando, assim, a grande produção e especialização nesta cultura (IBGE, 2017c).

Assim com o objetivo de analisar os determinantes das exportações paranaenses do complexo soja foi realizada a verificação empírica da evolução das exportações paranaenses, bem como utilizado um modelo gravitacional estimado por meio da técnica de dados em painel.

Portanto, o artigo está estruturado em seis seções, incluindo a presente introdução. A segunda seção apresenta evolução das exportações paranaenses. A terceira seção mostra a discussão sobre os modelos de análise do comércio internacional. Já a quarta seção discorre sobre a metodologia utilizada no trabalho. A quinta seção exibe a discussão dos resultados. Por fim, as considerações finais encerram o estudo.

2 EVOLUÇÃO DAS EXPORTAÇÕES PARANAENSES DO COMPLEXO SOJA ENTRE 2002 E 2014

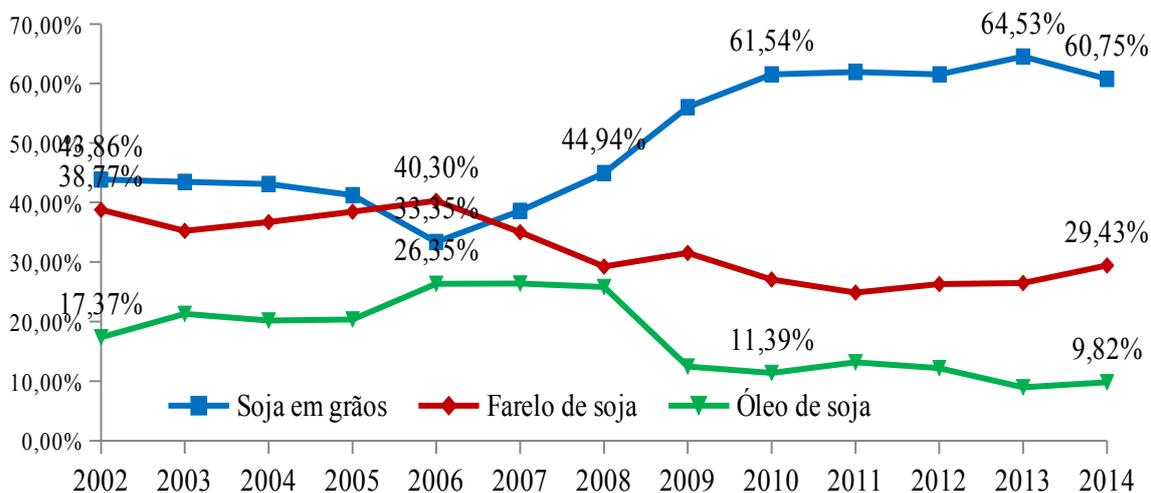
Com a intenção de observar a variação das exportações do complexo soja do Paraná de 2002 a 2014 elaborou-se o Gráfico 1. Ele apresenta a variação do montante monetário das exportações do complexo soja fracionado pelo tipo de produto exportado (grãos, farelo ou óleo de soja), a preços constantes de 2014.

No Gráfico 1 é possível observar que o montante monetário exportado pelo Paraná de soja (grãos, farelo e óleo) apresentou expressivo crescimento. O valor passa de US\$ 2,57 bilhões em 2002 para US\$ 5,5 bilhões em 2014, o que representou o aumento de 113,45% no



período analisado. Todavia, quando observado apenas as exportações de soja em grãos verifica-se que seu aumento foi de 196%, enquanto que para o farelo e o óleo de soja, este crescimento foi de apenas, respectivamente, 62% e 21%. Assim, em grande parte, a elevação das exportações do complexo soja foi impulsionada pelo crescimento das exportações de soja em grãos. Isto é evidenciado pelo Gráfico 2.

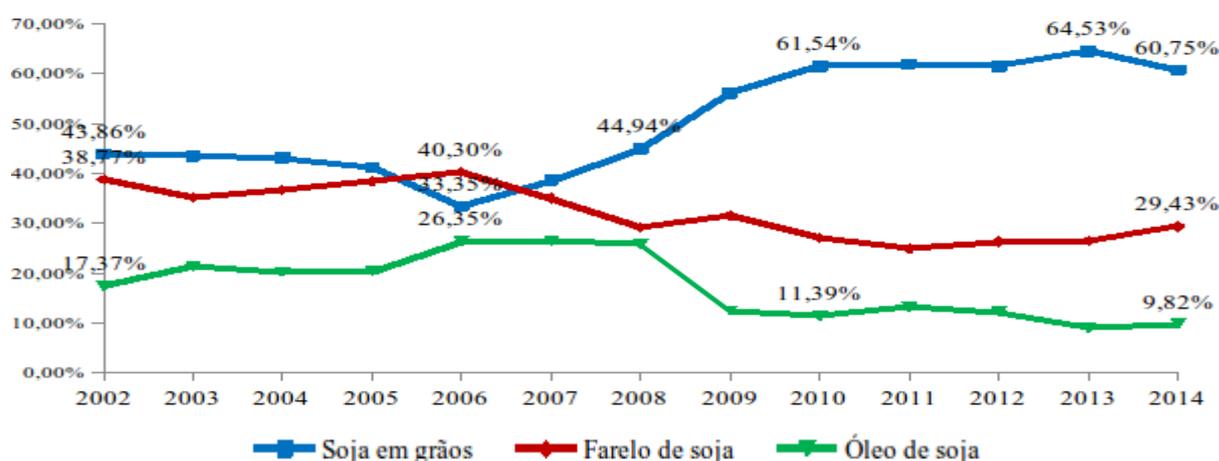
Gráfico 1 – Exportações paranaenses do complexo soja (2002-2014)



Fonte: Elaboração própria a partir de AGROSTAT (2017).

Nota: Valores corrigidos pelo IPC dos Estados Unidos.

Gráfico 2 - Percentual das exportações paranaenses do complexo soja (2002-2014)



Fonte: Elaboração própria a partir de AGROSTAT (2017).



O Gráfico 2 apresenta o percentual do montante monetário exportado para cada produto do complexo soja (grãos, farelo e óleo) de 2002 a 2014. É possível observar que até o ano de 2006 a participação do farelo e óleo de soja nas exportações do complexo elevaram-se, respectivamente, 1,5% e 9,0%, enquanto a participação de soja em grãos reduziu-se em 10,5%. Após 2006 a configuração dos produtos exportados modifica-se, passando a verificar-se um crescimento da comercialização de soja em grãos em detrimento do farelo e óleo de soja. Assim, após 2006 até 2014 houve uma redução do percentual relativo de exportações no farelo de soja de 11% e no óleo de soja de 16,5%, enquanto o percentual relativo de exportação de soja em grãos elevou-se em 27%.

Portanto, é nítido que, em termos absolutos, houve aumento das exportações do complexo soja para seus três produtos. Entretanto, a soja em grãos foi o produto responsável pelo significativo crescimento do volume monetário exportado, uma vez que o farelo e óleo de soja apresentaram um crescimento absoluto de suas exportações bem inferior ao da soja, diminuindo assim sua participação relativa no complexo soja principalmente após 2006.

Contudo, para compreender a modificação que ocorre após 2006 foi elaborada a Tabela 1. Ela mostra o percentual de comercialização dos produtos do complexo soja que cada um dos principais blocos econômicos demandou do Paraná entre os anos de 2002 a 2014.

É evidente que os principais parceiros comerciais do Paraná são a União Europeia (28 países) e o BRICS (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul). Na Tabela 1 é possível perceber que, após 2006, o principal aumento na comercialização de soja em grãos ocorreu pela elevação da comercialização com o BRICS, tendo a China como o principal comprador do bloco, enquanto a União Europeia reduziu drasticamente sua demanda de soja em grãos. Sendo assim, torna-se mais expressiva a participação do BRICS e da China como o principal comprador.

A respeito do farelo de soja foi possível verificar que a União Europeia manteve-se como principal destino das exportações paranaenses, mas reduziu em aproximadamente 12% sua demanda explicando a queda relativa deste produto exibida no Gráfico 2. Também foi este o produto que apresentou a menor variação e modificação entre os parceiros comerciais dos blocos econômicos.

Já o óleo de soja foi o produto que apresentou o comportamento mais instável. Conforme Tabela 1 pode-se constatar que, novamente, o BRICS foi o destino da maior parte das exportações de óleo de soja, atingindo 64% de participação do total em 2014. Além do BRICS, a América Latina e Caribe também apresentou uma elevação significativa no período, sendo responsável pelo consumo de 14,4% do total exportado de óleo de soja em 2014. Porém, para o óleo de soja houve redução da participação da União Europeia, que foi significativa apenas de 2005 a 2009. Isto indica que apesar de ter ocorrido um aumento significativo das exportações para o BRICS e América Latina, em termos relativos, esse aumento foi bem inferior a elevação ocorrida com a exportação de soja em grãos, por isso a exportação de óleo de soja apresenta queda no Gráfico 2 após 2007.



Tabela 1 – Percentual de comercialização das exportações do complexo soja por blocos econômicos (2002-2014)

Produto	Ano	NAFTA	América Latina e Caribe	BRICS	União Europeia
Farelo de soja	2002	0,00%	0,35%	0,38%	77,54%
	2003	0,77%	0,00%	0,06%	71,66%
	2004	3,02%	0,41%	0,00%	76,15%
	2005	0,00%	2,80%	0,00%	71,39%
	2006	0,00%	0,20%	0,00%	72,98%
	2007	0,00%	0,22%	1,20%	77,85%
	2008	0,00%	0,80%	0,88%	79,15%
	2009	0,00%	2,24%	0,00%	71,37%
	2010	0,00%	0,93%	0,31%	76,25%
	2011	0,00%	5,60%	0,18%	72,15%
	2012	0,00%	0,51%	0,01%	69,48%
	2013	0,00%	0,00%	0,01%	72,50%
	2014	0,01%	0,00%	0,87%	65,38%
Óleo de soja	2002	0,00%	4,21%	39,07%	0,46%
	2003	0,00%	1,46%	42,94%	0,05%
	2004	2,17%	3,45%	51,68%	1,51%
	2005	0,00%	3,66%	40,92%	15,22%
	2006	0,00%	0,85%	17,62%	42,71%
	2007	0,04%	4,68%	36,06%	29,75%
	2008	0,04%	7,45%	39,46%	34,55%
	2009	0,02%	7,74%	42,17%	14,23%
	2010	0,01%	16,31%	60,66%	2,04%
	2011	0,00%	12,84%	49,80%	7,46%
	2012	0,00%	10,62%	61,14%	1,56%
	2013	0,00%	12,29%	63,56%	0,11%
	2014	0,00%	14,40%	64,09%	0,25%
Soja em grãos	2002	0,84%	0,82%	39,14%	54,58%
	2003	0,01%	0,06%	42,84%	46,54%
	2004	0,58%	0,58%	57,07%	31,32%
	2005	0,01%	0,82%	41,74%	46,05%
	2006	0,01%	0,53%	35,46%	57,98%
	2007	0,00%	0,00%	35,35%	59,83%
	2008	0,00%	0,00%	58,35%	30,50%
	2009	0,00%	0,15%	55,13%	25,91%
	2010	0,00%	0,00%	75,35%	10,06%
	2011	0,00%	0,00%	72,91%	8,74%
	2012	0,00%	0,52%	81,99%	7,25%
	2013	0,62%	0,00%	83,09%	9,46%
	2014	0,89%	0,00%	82,60%	5,47%

Fonte: Elaboração própria a partir de AGROSTAT (2017).

Nota: O MERCOSUL não foi utilizado devido a sua inexpressiva participação na comercialização destes produtos.



3 MODELOS DE ANÁLISE DE COMÉRCIO INTERNACIONAL

3.1 Funções de exportação e importação

A liberalização comercial levou a investigações empíricas sobre as funções de importação e exportação das nações. A utilização de tais funções para analisar o comportamento do comércio entre países tem o objetivo de compreender os efeitos de mudanças nas políticas macroeconômicas e comerciais dos países no comércio entre eles (FIGUEIREDO; SILVA, 2004; MORTATTI; MIRANDA; BACCHI, 2011).

A função de exportação pode ser especificada da seguinte forma (BARROS; BACCHI; BURNQUIST, 2002).

$$S^x = f(P_e, P_i, E, R) \quad (1)$$

Em que:

S^x é a quantidade exportada por unidade de tempo;

P_e é o preço recebido pelas exportações;

P_i é o preço recebido no mercado interno pelo produto;

E é a taxa de câmbio real efetiva; e

R é a renda nacional real.

Espera-se, de acordo com a Equação 1, uma relação positiva entre as exportações, o preço externo e a taxa de câmbio real efetiva. Isto ocorre pois, *coeteris paribus*, quanto maior o preço externo maior será o diferencial em relação ao preço interno, o que aumenta a rentabilidade da comercialização do produto externamente. Além disto, uma desvalorização cambial incentiva as exportações, visto que afeta positivamente a relação entre o preço externo e interno do produto (FIGUEIREDO; SILVA, 2004).

A Equação 1 mostra, também, a existência de uma relação negativa as exportações, o preço interno e a renda nacional. A elevação da renda nacional ocasiona aumento do consumo interno, o que reduz a oferta do produto para o exterior. Já o crescimento do preço doméstico eleva a quantidade destinada ao mercado interno e, conseqüentemente, diminui quantidade a ser exportada (FIGUEIREDO; SILVA, 2004).

Utiliza-se, frequentemente, a elaboração de modelos para produtos específicos ou para a pauta agregada. Entre os trabalhos que tratam da estimação dessas funções destacam-se Leamer & Stern (1970), Goldstein & Khan (1978), Pinto (1980), Braga & Markwald (1983), Zini (1988), Castro & Cavalcanti (1997), Cavalcanti & Ribeiro (1998), Carvalho & Negri (2002), Miranda (2001), Barros et al (2002), entre outros (maiores considerações sobre estes trabalhos ver: MORTATTI; MIRANDA; BACCHI, 2011).

A função de exportação utiliza como variável dependente a quantidade exportada. Entretanto, este estudo busca analisar os fatores que influenciam o valor das exportações



paranaenses. Assim, o modelo a ser utilizado para esta análise é o modelo gravitacional, cuja variável dependente consiste no valor monetário das exportações.

3.2 O modelo gravitacional

O modelo gravitacional originou-se da lei da gravitação universal de Isaac Newton, segundo a qual a atração entre dois corpos é diretamente proporcional à sua massa e inversamente proporcional ao quadrado da distância entre eles. A Lei de Newton pode ser expressa na equação 2 (NASCIMENTO; PREGARDIER JÚNIOR, 2013).

$$F = G \left(\frac{M_1 M_2}{d^2} \right) \quad (2)$$

Em que:

F é a força de atração entre as massas de dois corpos;

M_1 e M_2 consistem na massa do corpo 1 e 2, respectivamente;

d corresponde à distância entre os dois corpos; e

G é a constante de gravitação universal.

Isard (1960) introduziu o modelo gravitacional na economia regional com o objetivo de analisar o potencial da mobilidade do trabalho entre as regiões dos Estados Unidos. Já a utilização do modelo para estimar o fluxo de comércio teve início com os trabalhos de Tinbergen (1962), Pöyhönen (1963) e Linnemann (1966), que realizaram os primeiros estudos econométricos sobre fluxos de comércio baseados na equação gravitacional (AZEVEDO, 2004; DEARDORFF, 1998; NASCIMENTO; PREGARDIER JÚNIOR, 2013).

O modelo gravitacional admite que o comércio entre dois países é diretamente proporcional ao produto de suas rendas e inversamente proporcional à distância entre eles. Tal proposição consiste em uma analogia à lei da gravitação universal de Newton (AZEVEDO, 2004; NASCIMENTO; PREGARDIER JÚNIOR, 2013).

Tinbergen analisou três tipos de fatores que explicam a dimensão dos fluxos bilaterais de comércio. O primeiro e o segundo tipo incluem fatores relacionados, respectivamente, à oferta potencial da nação exportadora e à demanda potencial do país importador, ou seja, corresponde ao Produto Interno Bruto (PIB) destes países, bem como a população das duas nações (SÁ PORTO, 2002).

O terceiro grupo de fatores consiste na resistência ao comércio, a qual pode ser natural ou artificial. As barreiras naturais consistem em problemas impostos pela natureza, como, por exemplo, custos e o tempo de transporte. As barreiras artificiais são impostas pelos governos, como as tarifas de importação, restrições quantitativas e controles cambiais. Além disto, variáveis *dummy* também podem ser incluídas no modelo para, por exemplo, representarem acordos preferenciais de comércio. O modelo gravitacional original foi expresso na Equação 3 (SÁ PORTO, 2002).

$$X_{ij} = a_0 (Y_i)^{a1} (Y_j)^{a2} (N_i)^{a3} (N_j)^{a4} (Dist_{ij})^{a5} e^{(Pref)_{a6}} (e_{ij}) \quad (3)$$



Em que:

- X_{ij} é o valor nominal das exportações do país i para o país j ;
- Y_i é o valor nominal do PIB do país i ;
- Y_j é o valor nominal do PIB do país j ;
- N_i é a população do país i ;
- N_j é a população do país j ;
- $Dist_{ij}$ é a distância entre os centros comerciais destes países, que representa uma barreira ao comércio;
- $Pref$ é uma variável *dummy* que possui valor 1 caso os países possuam acordo preferencial de comércio e 0 nos demais casos;
- e_{ij} é o termo de erro e ;
- Os coeficientes de a_0 a a_6 devem ser calculados por uma regressão.

Segundo Nascimento e Pregardier Júnior (2013, p. 164), o modelo gravitacional passou a ser utilizado com três objetivos principais: “[...] a) mensurar os efeitos dos acordos preferenciais sobre os fluxos internacionais de comércio; b) avaliar o efeito fronteira; e c) estimar os fluxos de comércio futuro entre os países [...]”.

Sá Porto e Canuto (2004) utilizaram a equação gravitacional para analisar os impactos regionais do Mercado Comum do Sul (MERCOSUL) nos fluxos de comércio das regiões brasileiras. Leusin Jr. e Azevedo (2009) buscaram analisar o impacto das fronteiras estaduais no padrão de comércio nacional. Neste caso, o modelo gravitacional foi utilizado para mensurar o efeito fronteira das cinco regiões brasileiras.

Fassarela (2010) analisou o impacto das medidas técnicas e sanitárias nas exportações brasileiras de carne de frango, enquanto Castilho (2002) buscou mensurar o impacto da proteção europeia sobre suas importações no acesso do MERCOSUL ao mercado europeu. Tais estudos utilizaram o modelo gravitacional para analisar o impacto das tarifas aduaneiras e de barreiras não tarifárias no comércio incorporando variáveis específicas referentes às barreiras (MODOLO, 2012).

4 METODOLOGIA

4.1 Especificação do modelo

A literatura de comércio internacional tradicionalmente trabalha com a equação gravitacional em sua forma log-linear. Existe um consenso de que tal forma é a mais adequada para especificar a equação gravitacional. A Equação 4 mostra a forma mais genérica da equação gravitacional aplicada ao comércio internacional (AZEVEDO, 2004; MODOLO, 2012).



$$\ln M_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i + \beta_2 \ln \left(\frac{Y_i}{N_i} \right) + \beta_3 \ln Y_j + \beta_4 \ln \left(\frac{Y_j}{N_j} \right) + \beta_5 \ln Dist_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

Em que:

M_{ij} é o comércio bilateral, seja em importações ou exportações nominais ou a soma de ambas, do país i para o país j ;

Y_w é o PIB nominal dos países i e j ;

N_w é a população dos países i e j ;

$Dist_{ij}$ é a distância entre os países i e j ;

β_0 a β_5 são parâmetros que espera-se que tenham, exceto o β_5 , sinal positivo; e

ε_{ij} é o termo de erro.

Considerando que objetivo deste trabalho foi analisar os determinantes das exportações do Paraná de soja em grãos, farelo de soja e óleo de soja, a equação utilizada pode ser especificada da seguinte forma, adotando-se a forma logarítmica:

$$\ln X_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i + \beta_2 \ln Y_j + \beta_3 \ln P_i + \beta_4 \ln P_j + \beta_5 \ln Dist_{ij} + \beta_6 \text{Área} + \beta_7 \text{Preço} + \beta_8 \text{China} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

Em que:

X_{ij} corresponde às exportações do complexo soja paranaense para o país j ;

Y_i é o PIB do Paraná;

Y_j é o PIB do país j ;

P_i é a população do Paraná;

P_j é a população do país j ;

$Dist_{ij}$ é a distância entre a capital do Paraná e a capital do país j ;

Área é a extensão territorial do país j ;

Preço é o preço da soja em grão (US\$) por tonelada;

China é uma variável *dummy* que possui valor 1 caso o país de destino seja a China e 0 nos demais casos;

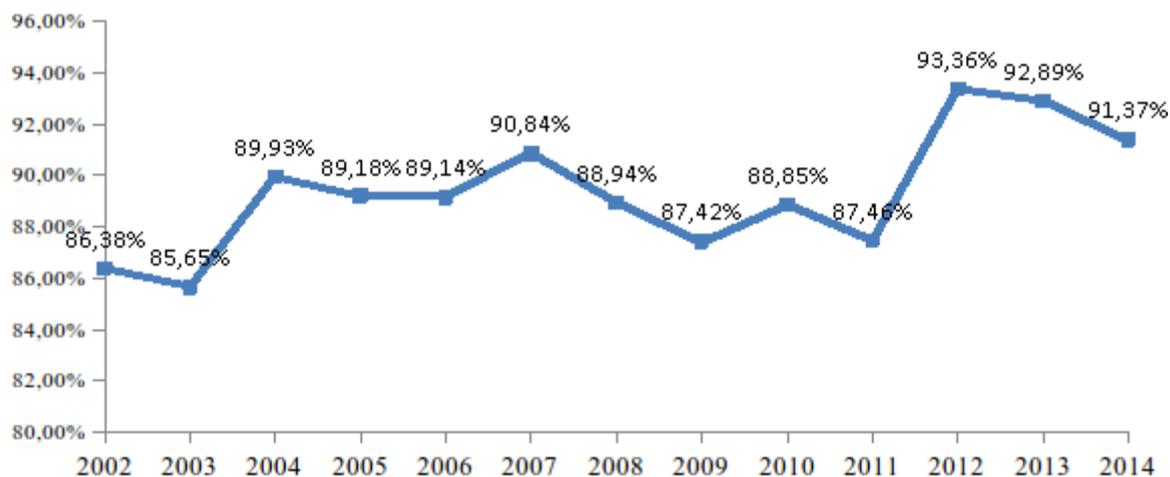
β_0 a β_8 são parâmetros que se espera tenham, exceto β_5 e β_6 , sinal positivo; e

ε_{ij} é o erro.

A Equação 5 foi estimada pela técnica de dados em painel, por meio do *Software Stata 12*, para o comércio do Paraná com 21 países entre 2002 e 2014. O Gráfico 3 mostra a participação destes países no destino das exportações paranaenses do complexo soja.



Gráfico 3 - Participação dos 21 países nas exportações paranaenses do complexo soja entre 2002 e 2014



Fonte: Elaboração própria a partir de AGROSTAT (2017).

Os países utilizados neste estudo foram: África do Sul, Alemanha, Austrália, Bangladesh, China, Espanha, França, Índia, Itália, Japão, Malásia, Nova Zelândia, Países Baixos, Paraguai, Portugal, Reino Unido, República da Coreia, República da Eslovênia, República Islâmica do Irã, Romênia e Tailândia. Em média, no período analisado, tais países foram destino de 89,34%% das exportações do Paraná de soja em grãos, farelo de soja e óleo de soja. Os demais países importadores não foram incluídos devido à ausência de dados para todas as variáveis e período de análise.

4.2 Dados em painel

O termo dados em painel, segundo Baltagi (2005, p. 1), “[...] refers to the pooling of observations on a cross-section of households, countries, firms, etc. over several time periods. This can be achieved by surveying a number of households or individuals and following them over time”. Nos dados em painel, uma unidade de corte transversal, seja uma família, uma empresa ou um estado, é acompanhada ao longo do tempo, isto faz com que os dados em painel possuam uma dimensão espacial e outra temporal.

Para Gujarati e Porter (2011), existem outros nomes para dados em painel, tais como: dados empilhados (do inglês *pooled data*), combinação de séries temporais e dados de corte transversal, painel de microdados, dados longitudinais, análise histórica de eventos e análise de corte. Os modelos de regressão baseados em tais dados podem ser chamados de modelos de regressão com dados em painel⁴.

⁴ Os dados em painel possuem vantagens em relação aos dados em corte transversal ou às séries temporais, tais como: (1) Controlling for *individual heterogeneity*. Panel data suggests that individuals, firms, states or countries are heterogeneous. Time-series and cross-section studies not controlling this heterogeneity run the risk of obtaining biased results [...]. (2) Panel data give *more informative data, more variability, less*



Um painel é chamado de balanceado quando cada unidade de corte transversal possui o mesmo número de observações, ou seja, “[...] *the individuals are observed over the entire sample period*” (BALTAGI, 2005, p. 165). Caso cada unidade tenha um número diferente de observações, o painel é desbalanceado. Os painéis ainda podem ser classificados em curtos e longos. Em um painel curto, o número de microunidades do corte transversal, N , é maior que o número de períodos de tempo, T . Já em um painel longo, T é maior que N (GUJARATI; PORTER, 2011).

A técnica de estimação adequada é escolhida de acordo com a classificação do painel em curto ou longo. A estimação pode ser feita pelo modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para dados empilhados (*pooled data*), pelo modelo de efeitos fixos (MEF), e pelo modelo de efeitos aleatórios (MEA) (GUJARATI; PORTER, 2011).

A regressão de MQO para dados empilhados (*pooled regression*) consiste em um estimador simples que se baseia no comportamento uniforme de todos os indivíduos e ao longo do tempo e na homogeneidade das observações. O modelo é estimado aplicando o método dos MQO à amostra longitudinal (MARQUES, 2000). Assim, estima-se “[...] uma regressão “grande”, desprezando a natureza de corte transversal e de séries temporais de nossos dados” (GUJARATI; PORTER, 2011, p. 589). Devido a este procedimento, o modelo possui um grave erro de especificação e viés ao desconsiderar a heterogeneidade existente nos dados (MARQUES, 2000).

No modelo de efeitos fixos (MEF), o intercepto pode diferir entre os indivíduos, pois cada unidade ou corte transversal pode possuir características especiais. Entretanto, a expressão “efeitos fixos” indica que o intercepto de cada indivíduo não se altera com o tempo. Isto significa que cada unidade ou corte transversal possui seu próprio valor fixo de intercepto. Além disso, o modelo pressupõe que os coeficientes angulares dos regressores não variam entre os indivíduos e ao longo do tempo. O modelo é adequado quando o intercepto do indivíduo pode estar correlacionado a um ou mais regressores (GUJARATI; PORTER, 2011).

Para considerar os diferentes interceptos, pode-se recorrer às variáveis binárias, ou seja, o intercepto com efeito fixo pode variar entre os indivíduos por meio da técnica da variável *dummy*. Neste caso, utilizam-se variáveis binárias para analisar o efeito individual de uma empresa, estado ou família. O modelo de mínimos quadrados com variáveis *dummy* para efeitos fixos (MQVD) considera a heterogeneidade existente entre os indivíduos, de modo que cada um possua seu próprio intercepto (GUJARATI, 2006; GUJARATI; PORTER, 2011).

Ao incluir variáveis binárias deve-se evitar a armadilha da variável *dummy*, ou seja, a colinearidade perfeita, que consiste em relações lineares exatas entre as variáveis. Assim, a inclusão de variáveis binárias deve seguir a seguinte regra: “[...] se uma variável qualitativa tem m categorias, introduza apenas $(m - 1)$ variáveis binárias. [...] para cada regressor

collinearity among the variables, more degrees of freedom and more efficiency. [...] (3) Panel data are better able to study the dynamics of adjustment. Cross-sectional distributions that look relatively stable hide a multitude of changes. (4) Panel data are better able to identify and measure effects that are simply not detectable in pure cross-section or pure time-series data. [...] (5) Panel data models allow us to construct and test more complicated behavioral models than purely cross-section or time-series data. [...] (6) Micro panel data gathered on individuals, firms and households may be more accurately measured than similar variables measured at the macro level. Biases resulting from aggregation over firms or individuals may be reduced or eliminated [...] (BALTAGI, 2005, p. 4-7).



qualitativo, o número de variáveis binárias introduzidas deve ser um a menos que as categorias daquela variável” (GUJARATI; PORTER, 2011, p. 292).

O modelo em que os interceptos diferem entre os indivíduos é conhecido como efeitos fixos unidirecionais (*one-way*). Entretanto, assim como variáveis binárias podem ser utilizadas para analisar o efeito individual, o efeito tempo também pode ser analisado pela inclusão de variáveis *dummy*. Quando os efeitos do indivíduo e do tempo variam, o modelo é chamado de efeitos fixos bidirecionais (*two-way*) (GUJARATI, 2006; GUJARATI; PORTER, 2011).

O modelo de mínimos quadrados com variáveis *dummy*, para efeitos fixos, também pode ser utilizado tanto quando os interceptos quanto os coeficientes angulares diferem para todas as unidades individuais ou de corte transversal. Neste caso, as variáveis binárias de coeficientes angulares interativos ou diferenciais analisam as diferenças nos coeficientes angulares. Os coeficientes diferenciais de intercepto mostram quanto a categoria que recebe o valor 1 difere do coeficiente do intercepto da categoria de referência (GUJARATI, 2006; GUJARATI; PORTER, 2011).

Já a regressão pelo modelo MQVD possui problemas de estimação. Em primeiro lugar, a inclusão de muitas variáveis binárias ocasiona problemas de falta de graus de liberdade, ou seja, ausência de observações suficientes para realizar uma análise estatística significativa. Em segundo lugar, as diversas variáveis *dummy* no modelo podem acarretar multicolinearidade, o que pode dificultar a estimação exata dos parâmetros. Em terceiro lugar, o modelo pode não ser capaz de identificar o impacto das variáveis que não se alteram ao longo do tempo. Por fim, o termo de erro de uma unidade individual pode, por exemplo, ser correlacionado com o de outra (GUJARATI; PORTER, 2011).

No modelo de efeitos aleatórios (MEA) ou modelo de componente de erros (MCE), supõe-se que o intercepto de uma unidade individual seja extraído aleatoriamente de uma população maior com um valor médio constante. O intercepto comum representa o valor médio dos interceptos de corte transversal e o componente de erro representa o desvio aleatório do intercepto individual desse valor médio. Este modelo é adequado quando o intercepto de cada unidade de corte transversal não é correlacionada com os regressores (GUJARATI, 2006; GUJARATI; PORTER, 2011).

Para determinar qual modelo é o mais adequado, foram utilizados os seguintes testes: o teste de Chow, o teste de Hausman e o teste do multiplicador de Lagrange de Breusch e Pagan ou teste LM de Breusch-Pagan.

O teste F de Chow verifica a melhor alternativa entre o modelo *pooled* e o modelo de efeitos fixos. Por meio deste teste é observado se os parâmetros do modelo são estáveis durante o período analisado. Caso exista uma quebra estrutural, o modelo de efeitos fixos é preferível ao modelo *pooled*. Assim, o teste possui a hipótese nula de que o intercepto é o mesmo para todas as unidades individuais, ou seja, de que o modelo *pooled* é preferível ao modelo de efeitos fixos. Se a hipótese nula for rejeitada, o modelo de efeitos fixos é mais adequado (MURCIA et al, 2011; NASCIMENTO, 2012).

O teste de Hausman foi desenvolvido para auxiliar na escolha entre o modelo de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios. A hipótese nula do teste é de que os estimadores do modelo de efeitos fixos e do modelo de componentes dos erros não diferem



substancialmente. Se a hipótese nula for rejeitada, o modelo de componentes dos erros não é adequado, porque, provavelmente, os efeitos aleatórios estão correlacionados com um ou mais regressores. Dessa forma, o modelo de efeitos fixos é preferível ao de efeitos aleatórios ou componentes dos erros (GUJARATI, 2006; GUJARATI; PORTER, 2011).

Já o multiplicador de Lagrange de Breusch e Pagan é utilizado para escolha da melhor estimativa entre o modelo *pooled* e o modelo de efeitos aleatórios. A hipótese nula do teste é de que o modelo *pooled* é mais adequado. Caso o teste falhe em rejeitar a hipótese nula, o modelo de efeitos aleatórios não é adequado (GUJARATI; PORTER, 2011). O Quadro 1 sintetiza a escolha do modelo mais adequado a ser analisado.

Quadro 1 – Regra de decisão para escolha do modelo econométrico adotado

Tipo de teste	Resultado do teste	
	Significativo	Não significativo
Teste F de Chow	É preferível o modelo de efeito fixo	É preferível o modelo <i>Pooled</i>
Teste de Breusch e Pagan (Multiplicador de Lagrange)	É preferível o modelo de efeito aleatório	É preferível o modelo <i>Pooled</i>
Teste de Hausman	É preferível o modelo de efeito aleatório	É preferível o modelo de efeito fixo

Fonte: PRATES; SERRA, 2009, p. 106.

De acordo com o Quadro 1, se o teste de Chow for significativo, o modelo de efeitos fixos deve ser utilizado. Se o teste LM de Breusch-Pagan for significativo, o modelo de efeitos aleatórios é preferível ao modelo *pooled*. Quando o teste de Hausman for significativo, o modelo de efeitos aleatórios é mais adequado do que o modelo de efeitos fixos.

Os modelos de regressão com dados em painel apresentam problemas de estimação e de inferência. Ao combinarem cortes transversais e séries temporais, os problemas que afetam os dados de corte transversal, como a heterocedasticidade, e as séries temporais, como a não-estacionariedade e a autocorrelação, precisam ser corrigidos (GUJARATI, 2006).

Uma série temporal é estacionária quando sua média, variância e covariância não se alteram ao longo do tempo. Caso contrário, a série é não estacionária (GUJARATI, 2006). Para verificar a estacionariedade ou a não-estacionariedade da série foi utilizado o teste de raiz unitária de Im, Pesaran e Shin (IPS), cuja “[...] null hypothesis is that each series in the panel contains a unit root [...] and the alternative hypothesis allows for some (but not all) of the individual series to have unit roots” (BALTAGI, 2005, p. 242).

Os termos de erro ε_i da regressão devem ser homocedásticos, ou seja, possuir a mesma variância (GUJARATI, 2006). Para detectar a existência de heterocedasticidade foi utilizado o teste Breusch-Pagan, o qual possui a hipótese nula de homocedasticidade.

Outro problema de estimação é a autocorrelação, que corresponde a “[...] correlação entre integrantes de séries de observações ordenadas no tempo [como as séries temporais] ou no espaço [como nos dados de corte transversal]” (GUJARATI, 2006, p. 358). O teste de Wooldridge foi utilizado para verificar a presença de autocorrelação. Este teste tem como hipótese nula a ausência de autocorrelação.

4.3 Fontes de dados e ajustes metodológicos



As séries de dados utilizadas nessa pesquisa possuem frequência anual. A análise estende-se de 2002 à 2014, totalizando 252 observações, as quais foram divididas em 21 painéis na estimação da equação gravitacional. Cada painel corresponde a um país importador de soja em grãos, farelo de soja e óleo de soja do Paraná. O Quadro 2 apresenta as fontes dos dados das variáveis utilizadas e descreve os ajustes metodológicos realizados para equacionar os dados obtidos.

Quadro 2 – Variáveis e ajustes metodológicos

Variável	Fonte	Ajustes realizados
Exportações paranaenses do complexo soja	Estatísticas de Comércio Exterior do Agronegócio Brasileiro (AGROSTAT)	Série deflacionada pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPC) anual dos Estados Unidos
PIB do Paraná	Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA)	Série convertida para dólares pela taxa de câmbio anual média e deflacionada pelo IPC anual dos Estados Unidos
PIB dos países importadores	Banco Mundial	Série deflacionada pelo IPC anual dos Estados Unidos
População do Paraná	IBGE	-----
População dos países importadores	Banco Mundial	-----
Extensão territorial dos países importadores	IBGE	-----
Distância entre a capital paranaense e a capital do país importador	<i>Horloge Parlante</i>	-----
Preço da soja em grão	IPEADATA	Série deflacionada pelo IPC anual dos Estados Unidos

Fonte: Elaboração própria.

As variáveis utilizadas neste estudo foram equacionadas devido às diferenças na disponibilidade dos dados. O IPC anual dos Estados Unidos, utilizado para realizar a correção monetária dos valores das séries, foi obtido do IPEADATA.



5 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Este estudo buscou analisar os determinantes das exportações paranaenses do complexo soja através do modelo gravitacional. Para tal, foram estimados três modelos, por meio dos dados em painel, para chegar à melhor equação gravitacional a ser analisada: o modelo *pooled*, o modelo de efeitos fixos e o de efeitos aleatórios.

O teste de raiz unitária de Im, Pesaran e Shin (IPS) indicou a presença de raiz unitária nas variáveis população dos países importadores e população do Paraná. Deste modo, tais variáveis foram estimadas em primeira diferença de modo a corrigir o problema.

Para definir o melhor modelo a ser analisado foram utilizados os testes de Chow, Hausman e LM de Breusch-Pagan. O teste de Chow, que compara o modelo *pooled* e o de efeitos fixos, mostrou que o de efeitos fixos é preferível ao *pooled*. Já os testes de Hausman e LM de Breusch-Pagan rejeitaram, respectivamente, o modelo de efeitos fixos e o *pooled* em favor do modelo de efeitos aleatórios. Assim, os testes indicaram que o modelo de efeitos aleatórios é melhor em relação aos modelos *pooled* e de efeitos fixos.

Após definir o melhor modelo a ser analisado, foram realizados testes para detectar a presença de heterocedasticidade e autocorrelação. O teste Breusch-Pagan aceitou a hipótese nula de variância constante, o que indica a ausência de heterocedasticidade. Já o teste de Wooldridge rejeitou a hipótese nula de ausência de autocorrelação, o que indica a presença de autocorrelação de primeira ordem. Assim, o modelo de efeitos aleatórios foi estimado com correção de autocorrelação. A Tabela 2 apresenta as equações estimadas, bem como os testes realizados para definir o melhor modelo e para detectar a heterocedasticidade e autocorrelação.

Os resultados mostram que, de acordo com o modelo de efeitos aleatórios com correção de autocorrelação, as variáveis independentes explicam, no geral, 41,58% da variável dependente. Entre as unidades (*R-sq between*), o ajuste do modelo é de 49,81% e dentro das unidades (*R-sq within*) o ajuste é de 2,93%. Assim, o PIB e a população do Paraná, o PIB e a população dos países importadores, a distância entre a capital do Paraná e a do país importador, a extensão territorial do país importador, o preço da soja em grãos e a *dummy* China explicam 41,58% das exportações paranaenses do complexo soja entre 2002 e 2014.

Os modelos gravitacionais com maior nível de desagregação apresentam coeficientes de determinação (*R-Squared* ou R^2) inferiores aos modelos agregados. Isto ocorre devido ao “viés de desagregação”, ou seja, variáveis como PIB e população, que representam a renda total ou o tamanho do país, perdem capacidade explicativa sobre os fluxos desagregados de comércio (CASTILHO, 2002).



Tabela 2 - Equação gravitacional estimada para as exportações paranaenses do complexo soja entre 2002 e 2014

Variáveis	Regressão Pooled	Modelos de efeitos fixos (MEF)	Modelo de efeitos aleatórios (MEA)	MEA com correção de autocorrelação
Constante	10,0459 (8,282299)	10,00719 (6,922559)	9,014795 (7,342444)	7,765804 (7,192391)
PIB do Paraná	-0,3639765 (0,4670334)	-0,2592347 (0,2963816)	-0,308098 (0,2753661)	-0,284824 (0,2848085)
PIB dos países importadores	0,5417411* (0,0835523)	0,4297571 (0,3163336)	0,5274739* (0,5274739)	0,5699508* (0,2013446)
População do Paraná	5,330194 (6,9408)	5,334022 (3,891564)	5,30303 (3,878812)	6,584862** (3,332258)
População dos países importadores	-25,34524 (16,8279)	6,581189 (18,97879)	2,337872 (17,99464)	-5,277572 (19,51864)
Distância	0,3756194 (0,1802091)	-	0,4401561 (0,5752519)	0,4113555 (0,5094851)
Área dos países importadores	-0,2969773* (0,0909868)	-	-0,3593612 (0,2574082)	-0,3503367 (0,2271036)
Dummy China	3,157099 (0,5392424)	-	3,418132 (1,760824)	3,309426* (1,527064)
Preço da soja em grãos	0,3940398 (0,7817635)	0,3917202 (0,4381638)	0,3934618 (0,4368145)	0,343298 (0,4293822)
Observações	252	252	252	252
Grupos	-	21	21	21
Períodos	-	12	12	12
R-Squared	0,4195	-	-	-
Adj R-squared	0,4003	-	-	-
R-sq within	-	0,0311	0,0306	0,0293
R-sq between	-	0,3173	0,4928	0,4981
R-sq overall	-	0,2656	0,4119	0,4158
Teste F	21,95	1,45	-	-
Teste de Hausman	-	0,50	-	-
Teste LM de Breusch-Pagan	635,76	-	-	-
Teste de Wald	-	-	22,17	30,49
Teste de Chow	34,03	-	-	-
Teste de heterocedasticidade	-	-	0,54	-
Teste de autocorrelação	-	-	4,903	-

Fonte: Resultado da pesquisa (2017).

* Significativo ao nível de 5% de significância.

** Significativo ao nível de 10% de significância.

Nota: os valores entre parênteses correspondem aos erros-padrão. Todas as variáveis estão expressas em logaritmo natural. No modelo de Efeitos Fixos, as variáveis distância, área dos países importadores e Dummy China foram omitidas por causa da colinearidade. A variável dependente corresponde às exportações paranaenses do complexo soja.



O coeficiente da variável PIB do Paraná não apresentou sinal esperado pela teoria e não foi estatisticamente significativo. O coeficiente indicou que um aumento de 1% no PIB paranaense reduz as exportações do estado em 0,28%.

O coeficiente do PIB dos países importadores apresentou o sinal positivo esperado e foi estatisticamente significativo. De acordo com ele, um crescimento de 1% na renda dos países importadores faz com que as exportações do Paraná de soja em grão, farelo de soja e óleo de soja aumentem em 0,57%.

A variável população do Paraná apresentou o sinal positivo esperado e foi estatisticamente significativa, indicando que uma elevação em 1% na população paranaense aumenta as exportações do estado em 6,58%. O coeficiente da população dos países importadores não obteve o sinal esperado e não foi estatisticamente significativo. Segundo seu coeficiente, um acréscimo em 1% na população dos países importadores ocasiona uma redução de 5,28% nas exportações paranaenses.

A distância entre a capital paranaense e a capital do país importador não apresentou o sinal esperado e não foi estatisticamente insignificante. De acordo com seu coeficiente, um aumento de 1% na distância entre as capitais eleva as exportações do estado em 0,41%.

A variável área dos países importadores foi estatisticamente insignificante, porém apresentou o sinal esperado. Seu coeficiente indicou que um aumento de 1% na área do país importador reduz as exportações paranaenses do complexo soja em 0,35%. Esta variável demonstra a autossuficiência de um país em relação ao comércio internacional com outros países. Deste modo, quanto maior a extensão territorial de uma nação maior sua disponibilidade de recursos naturais, o que torna o país mais autossuficiente e diminui sua necessidade de comercializar internacionalmente (AZEVEDO; REIS; LÉLIS, 2013).

O preço internacional da soja em grãos foi estatisticamente não significativo, entretanto seu coeficiente apresentou o sinal esperado, indicando que um aumento de 1% no preço da soja aumenta as exportações paranaenses do complexo soja em 0,34%.

A *dummy* incluída para captar o efeito das exportações paranaenses para a China foi estatisticamente significativa. Seu coeficiente⁵ indica que as exportações paranaenses para o país aumentou 2.636,94% no período analisado.

Portanto, considerando a equação gravitacional estimada com correção de autocorrelação, as variáveis determinantes das exportações paranaenses do complexo soja entre 2000 e 2014 foram o PIB dos países importadores, a população do Paraná e a *dummy* China. Tais variáveis foram estatisticamente significativas, enquanto o PIB do Paraná, a população dos países importadores, a distância entre a capital paranaense e a capital do país importador, a área dos países importadores e o preço da soja em grãos não foram estatisticamente significativas e, portanto, não foram determinantes das exportações no período analisado.

⁵ Segundo Gujarati (2006, p. 270), “[...] em modelos do tipo $\ln Y_i = \beta_1 + \beta_2 D_i$, a variação relativa de Y (isto é, sua semi-elasticidade) em relação ao regressor binário que assume valores 1 ou 0 pode ser obtida por (antilogaritmo do β_2 estimado) - 1 vezes 100, isto é, por $(e^{\beta_2} - 1) \times 100$ ”. Desde modo, a semi-elasticidade das exportações paranaenses em relação à *dummy* China pode ser calculada da seguinte forma $(e^{3,309426} - 1) \times 100 = 2.636,94$.



6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do estudo foi analisar os determinantes das exportações paranaenses do complexo soja através do modelo gravitacional. Assim, após a estimação do modelo verificou-se que o PIB e a população do Paraná, o PIB e a população dos países importadores, a distância entre a capital do Paraná e a do país importador, a extensão territorial do país importador, o preço da soja em grãos e a *dummy* China explicam 41,58% das exportações paranaenses do complexo soja entre 2002 e 2014.

Contudo, após as devidas correções realizadas na equação estimada pelo modelo gravitacional, constatou-se que as variáveis estatisticamente significativas foram o PIB dos países importadores, a população do Paraná e a *dummy* China.

Sendo assim, a renda externa se comprovou como um dos principais determinantes das exportações do complexo soja. A população do Paraná também se revelou importante para as estas exportações, reforçando que o modelo econômico agrícola paranaense baseia-se na especialização da produção para exportação do excedente do complexo soja. Uma vez que um aumento populacional ocasiona uma elevação mais que proporcional do excedente exportado do complexo soja. A China, em 2014, foi o maior e o principal demandante tanto de soja em grãos quanto de óleo de soja. Destarte, o modelo corroborou a importância do país na importação dos produtos do complexo soja para o Paraná.

Neste sentido, foi possível constatar que a importação de soja em grãos realizada pela China foi o maior responsável na elevação do valor exportado de 2002 a 2014, enquanto que a União Europeia reduziu drasticamente suas importações de soja em grãos e óleo de soja, mantendo apenas a importação de farelo de soja. Entretanto, mesmo com a manutenção da importação deste produto, a União Europeia reduziu em aproximadamente 12% o volume importado de farelo de soja para o mesmo período.

Assim, percebe-se que de 2002 até 2006 o Paraná havia melhorado seus termos de troca, pois, comparativamente, as exportações de farelo e óleo de soja tiveram uma trajetória de crescimento, sendo estes produtos semimanufaturados, enquanto a soja em grãos apresentou uma trajetória de queda. Junto a isto o Paraná também possuía uma menor concentração dos países importadores, o que ocasiona uma menor dependência comercial.

Entre 2007 e 2014, houve uma modificação dos produtos exportados do complexo soja, bem como da concentração dos países importadores. A trajetória modificou-se, após 2006, pois, apesar de ter ocorrido uma elevação das exportações de todos os produtos do complexo soja, em termos relativos, houve um amplo crescimento do percentual de exportações de soja em grãos, enquanto o percentual farelo e óleo de soja reduziram-se drasticamente após 2007. O BRICS, principalmente a China, tornou-se o grande importador de soja em grãos chegando a 82,6% do total em 2014. Ela também apresentou expressivo crescimento de sua importação de óleo de soja, apesar disso, relativamente o percentual de exportação deste produto reduziu-se após 2006.

Portanto, constatou-se que houve uma piora nos termos de troca do complexo soja para as exportações do Paraná, pois ocorreu uma grande expansão das exportações de soja em grãos, ampliando o volume total exportado, liderado pela China, em detrimento das



exportações de farelo e óleo de soja (bens semimanufaturados). Além disso, houve a concentração da importação desta *commodity* principalmente para a China.

Referências

AGROSTAT - Estatísticas de Comércio Exterior do Agronegócio Brasileiro. ***Exportações do Complexo Soja do Paraná***. Disponível em:

<<http://indicadores.agricultura.gov.br/agrostat/index.htm>>. Acesso em: 03 jul. 2017.

AZEVEDO, A. F. Z. O efeito do Mercosul sobre o comércio: uma análise com o modelo gravitacional. ***Pesquisa e Planejamento Econômico***, v. 34, n. 2, 2004. Disponível em: <<http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/71/45>>. Acesso em: 21 fev. 2017.

AZEVEDO, A. F. Z.; REIS, M.; LÉLIS, M. T. C. ***Os efeitos do novo regionalismo sobre o comércio***. Artigo escrito em 2013. Disponível em:

<http://www.anpec.org.br/encontro/2013/files_I/i7-91284dbf7eb45e2795162197c68128ff.pdf>. Acesso em: 21 fev. 2017.

BALTAGI, B. H. ***Econometric analysis of panel data***. John Wiley & Sons: Inglaterra, 2005.

BANCO MUNDIAL. ***Gross Domestic Product - GDP (current US\$)***. Disponível em: <<http://data.worldbank.org/>>. Acesso em: 29 jul. 2017a.

BANCO MUNDIAL. ***Population, total***. Disponível em: <<http://data.worldbank.org/>>. Acesso em: 29 jul. 2017b.

BARROS, G. S. C.; BACCHI, M. R. P.; 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. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_0865.pdf>. Acesso em 21 fev. 2017.

CASTILHO, M. R. O acesso das exportações do Mercosul ao mercado europeu. ***Pesquisa e Planejamento Econômico***, v. 32, n.1, p. 163-198, 2002.

DEARDORFF, A. Determinants of bilateral trade: does gravity work in a neoclassical world?. ***In: The regionalization of the world economy***. University of Chicago Press, 1998, p. 7-32.

FASSARELA, L. M. ***Impactos das medidas técnicas e sanitárias nas exportações brasileiras de carne de frango***. 2010. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, 2010.



FIGUEIREDO, A. M.; SILVA, T. A. Exportação brasileira de soja em grãos: evolução e considerações sobre seus determinantes para o período de 1980–2001. *Revista de Administração da UFLA*, v.6, n.1, Janeiro/Junho de 2004, p. 81-91.

GUJARATI, D. N. *Econometria básica*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. *Econometria básica*. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HORLOGE PARLANTE. *Distância entre duas cidades*. Disponível em: <<http://www.horlogeparlante.com/dist%C3%A2ncia-c%C3%A1lculo.html>>. Acesso em: 02 ago. 2017.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Estimativas de população*. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/estimativa2016/serie_2001_2016_tcu.shtm>. Acesso em: 02 ago. 2017a.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Extensão territorial*. Disponível em: <<http://pais.es.ibge.gov.br/#/pt>>. Acesso em: 02 ago. 2017b.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Produção Agrícola Municipal*. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1612>>. Acesso em: 21 ago. 2017c.

IPEADATA. *Estados Unidos - IPC – índice*. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 09 ago. 2017.

IPEADATA. *Soja em grão - cotação internacional - US\$*. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 17 jul. 2017.

IPEADATA. *Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - comercial - compra - média*. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 09 ago. 2017.

LEUSIN JR., S.; AZEVEDO, A. F. Z. O efeito fronteira das regiões brasileiras: uma aplicação do modelo gravitacional. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 13, n. 2, p. 229-258, maio/ago. 2009.

MARQUES, L. D. *Modelos Dinâmicos com Dados em Painel*: revisão de literatura. Escrito em 2000. Disponível em: <<http://wps.fep.up.pt/wps/wp100.pdf>>. Acesso em: 21 fev. 2017.

MODOLO, D. B. *A competição das exportações chinesas em terceiros mercados*: uma aplicação do modelo gravitacional. 2012. 118p. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2012.



MORTATTI, C. M.; MIRANDA, S. H. G.; BACCHI, M. R. P. Determinantes do comércio Brasil-China de *commodities* e produtos industriais: uma aplicação VECM. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 15, n. 2, 2011, pp. 311-335.

MURCIA, F. D. et al. Impacto do nível de *disclosure* corporativo na volatilidade das ações de companhias abertas no Brasil. *Revista de Economia e Administração*, v.10, n.2, 196-218, abr./jun. 2011.

NASCIMENTO, O. C. *Estudo das decisões de estrutura de capital corporativo no novo mercado e nos níveis de governança da BM&FBOVESPA à luz das teorias Trade-off e Pecking order*. Dissertação (Mestrado) – Programa Multiinstitucional e Inter-regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis (UnB/UFPB/UFRN), Brasília, DF, 2012. 103f.

NASCIMENTO, F.; PREGARDIER JÚNIOR, D. A Evolução do Modelo Gravitacional na Economia. *Revista Saber Humano*, Recanto Maestro, n. 3, p. 163-175, 2013.

PRATES, R. C.; SERRA, M. O impacto dos gastos do governo federal no desmatamento no Estado do Pará. *Nova economia*, Belo Horizonte, v. 19, n. 1, Janeiro-Abril, 2009. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-63512009000100005&lng=en&nrm=iso>. Acesso em: 21 fev. 2017.

SÁ PORTO, P. C. *Os impactos dos fluxos de comércio do MERCOSUL sobre as regiões brasileiras*. 2002. 81p. Tese (Doutorado) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2002.

SÁ PORTO, P. C.; CANUTO, O. Uma avaliação dos impactos regionais do Mercosul usando dados em painel. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 34, n. 3, set.-dez. 2004.

SIDRA - Sistema IBGE de Recuperação Automática. *Produto Interno Bruto a preços correntes (Mil Reais)*. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/home/pimpfbr/brasil>>. Acesso em: 03 jul. 2017.

Recebido em 31/01/2019
Aprovado em 22/05/2019