

Elasticidades preço e renda das exportações e importações: uma abordagem através de dados em painel para os Estados do Brasil

*The price and income elasticities of exports and imports:
an approach using panel data for States of Brazil*

Anderson Moreira Aristides dos Santos^a

Edler Angelino de Sousa^b

Paulo de Andrade Jacinto^c

Cesar Augusto Oviedo Tejada^d

RESUMO: Este trabalho busca estimar as elasticidades preço e renda das exportações e importações, para os estados do Brasil, no período de 1992-2007, através de painéis estáticos e dinâmicos. Os resultados do modelo estático mostram uma relação elástica positiva entre renda internacional e exportações (inelástica no período de 1992-2004), e inelástica positiva entre taxa de câmbio real e exportações. Este modelo também mostra uma relação elástica positiva entre PIB e importações, e inelástica negativa entre taxa de câmbio real e importações. Comparando o modelo dinâmico aos resultados do modelo estático, percebe-se que nesse último as elasticidades preço e renda das exportações são bem menores. Com relação às importações apenas a elasticidade-renda foi bem menor que a do modelo estático. Por fim, os coeficientes ligados às exportações e importações defasadas foram estatisticamente significativos, podendo supor a idéia de ajustamento não automático.

Palavras-chave: Elasticidades preço e renda. Exportações. Importações.

ABSTRACT: This paper aims to estimate the elasticities price and income of the exports and imports for the states of Brazil, in the period 1992-2007, through static and dynamic panels. The results of the static model show a positive and elastic relationship between international income and exports (inelastic in the period 1992-2004), and positive inelastic between real exchange rate and exports. This model also shows a positive and elastic relationship among GDP and imports, and negative inelastic between real exchange rate and imports. Comparing the dynamic model to the results of the static model, the price and income elasticities of the exports both are very smaller in the dynamic model. For the case to the imports only the elasticity-income of imports was much smaller in the dynamic model than the one of the static model. Finally, the coefficients of lags to the exports and imports were significant, hence could suppose the idea of adjustment non automatic.

Keywords: Price and income elasticities. Exports. Imports.

^a Mestre em Economia Aplicada pelo CMEA/UFAL e Professor da Universidade Federal de Alagoas (Campus Sertão). E-mail: <anderson_moreira_aristides@hotmail.com>.

^b Mestre em Economia Aplicada pelo CMEA/UFAL.

^c Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGE/PUCRS. E-mail: <paulo.jacinto@pucrs.br>.

^d Professor – Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados (PPGOM/UFPel). E-mail: <cesartejada9@hotmail.com>.

1 Introdução

Um dos componentes do Produto Interno Bruto de um país são as exportações líquidas. Ela é composta pela diferença entre as exportações e importações de bens e serviços não fatores. Quando as exportações líquidas são positivas, as exportações são maiores que as importações, isso indica que o país está produzindo mais que sua capacidade de absorção interna e está vendendo esse excedente para o resto do mundo. Já quando as importações são maiores que as exportações, as exportações líquidas são negativas e a produção interna foi menor que a demanda.

Mas o que determina exatamente essas oscilações na balança comercial? Na verdade são diversos fatores, entre eles os mais citados na literatura são os preços relativos, a taxa de câmbio, a renda nacional e estrangeira, o grau de abertura da economia a relações comerciais com os demais países através de políticas de tarifas e subsídios e fases de ciclos econômicos que as economias passam (expansão ou recessão).

Através da estimação das elasticidades renda e preço para as exportações e importações brasileiras, o presente trabalho busca dar suporte empírico para a avaliação das oscilações das importações e exportações frente a variações no câmbio real (seria uma medida de preço relativo) e nas rendas interna e externa, visto que são essas as variáveis usualmente utilizadas para estimar as funções de importação e exportação.

Para tanto, este trabalho foi dividido da seguinte forma: além desta introdução há mais cinco seções. Na segunda seção são apresentadas algumas estatísticas descritivas sobre as exportações e importações brasileiras. As evidências empíricas são apresentadas na terceira seção. Na quarta seção é feita a modelagem teórica e econométrica. Na quinta parte deste trabalho nos dedicamos à análise dos resultados e, por fim, na sexta seção são feitas algumas considerações finais.

2 Evolução temporal das exportações e importações o Brasil

2.1 Evolução das exportações

Nesta seção apresenta-se a evolução das exportações brasileiras para o período de 1992 a 2007. Na análise dos dados foi excluído Tocantins, uma vez que esse estado é relativamente novo e foi criado a partir da divisão de Goiás, o que

indica que aquele estado tem uma dinâmica econômica recente e induzida. Outro motivo é que até a data de coleta de dados, não se tinha informações sobre as exportações de Tocantins para o ano de 2007, e para o restante da série os dados apresentavam grande volatilidade.

A Tabela 1 mostra a variação das exportações do Brasil e grandes regiões para o período de 1993 a 2007. Tomando o período como um todo, o crescimento médio das exportações para o Brasil foi de 8,06%. A região que apresentou maior crescimento foi a Centro-Oeste com 18,04%, impulsionada pelas commodities, principalmente a soja. E a região com desempenho mais fraco foi a Nordeste.

Tabela 1 – Variação (%) das exportações para o Brasil e grandes regiões 1993-2007

Ano	Brasil	Nordeste	Norte	Sudeste	Centro-Oeste	Sul
1993	14,92	-0,51	18,77	12,08	10,74	29,26
1994	1,56	8,96	-3,56	0,02	32,47	1,38
1995	-6,23	-1,86	1,87	-7,83	-9,00	-5,43
1996	2,03	-4,19	3,48	1,98	18,55	2,67
1997	10,08	3,68	3,78	10,53	24,47	11,16
1998	3,42	2,40	4,98	5,94	-14,15	-0,10
1999	7,29	2,38	9,70	6,99	28,07	6,93
2000	12,02	8,65	18,92	9,97	31,36	14,14
2001	11,00	10,21	5,81	7,06	42,47	17,17
2002	9,85	18,10	10,96	8,80	16,99	8,47
2003	16,47	20,85	34,42	12,71	20,21	18,45
2004	18,84	17,68	9,05	23,26	12,51	13,89
2005	11,15	13,55	32,31	9,76	47,62	0,96
2006	3,19	-2,36	1,17	6,48	0,85	-0,87
2007	5,37	2,03	-7,52	4,76	7,52	10,82
Média	8,06	6,64	9,61	7,50	18,04	8,59

Fonte: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC). Cálculos do autor.

Mas a análise feita no último parágrafo pode deixar algumas informações relevantes de lado. Para uma análise mais acurada foi construído o Gráfico 1 para a variação das exportações brasileiras no qual se dividiu toda a série em três períodos. Entre 1993 e 1995 o ritmo de crescimento das exportações foi diminuindo, chegando o volume das exportações a ser menor em 1995 em relação ao ano anterior, com uma redução de 6,23%. O crescimento médio desse período foi de apenas 3,42%. O período entre 1996 e 2004 é marcado por grande volatilidade das exportações e considerável crescimento médio de 10,11%. Já para o período 2004-2007 as exportações voltam a crescer num ritmo menor com uma tendência de retomada já a partir de 2006.

Gráfico 1 – Evolução da taxa de variação das exportações do Brasil

Fonte: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC). Cálculos do autor.

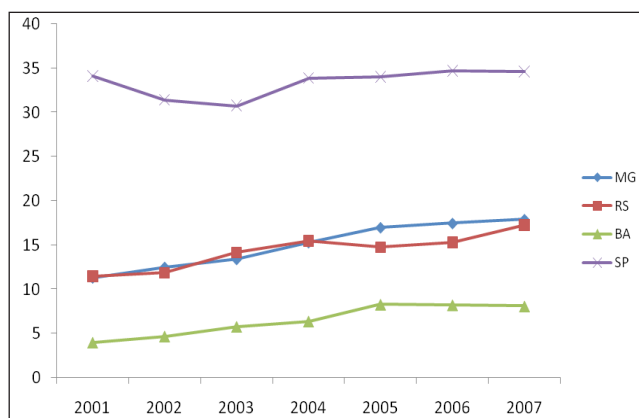
A Tabela 2 apresenta o desempenho das exportações para estados selecionados a partir dos maiores exportadores em 2007, mas cabem algumas observações: São Paulo encabeça a lista para todo o período, Minas Gerais que era o terceiro na lista em 2001, passa a ser o segundo em 2007, a Bahia saiu do nono lugar em 2001 para o sétimo em 2007, ultrapassando Pará e Espírito Santo. Já os estados Paraná, Rio de Janeiro, Santa Catarina, Pará e Mato Grosso do Sul permaneceram nas mesmas posições.

No Gráfico 2 plotamos a taxa de participação das exportações estaduais em relação à do Brasil. A participação de São Paulo é bem superior a dos demais estados. Entre 2001 e 2003 esse estado perdeu um pouco de participação, chegando a 30,7%, mas a partir de então retoma uma parcela maior das exportações do Brasil com 34,6%.

Tabela 2 – Desempenho das exportações estaduais entre 2001 e 2007 (milhões de US\$)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
SP	21.633,98	21.894,33	24.954,32	32.671,06	36.455,72	38.408,09	40.358,40
MG	7.167,56	7.928,08	8.499,54	9.704,22	10.777,26	11.082,88	11.359,43
RS	7.274,12	7.520,14	8.981,16	9.817,30	9.351,72	9.691,87	10.940,84
PR	5.970,54	6.659,21	7.898,23	9.182,76	9.684,06	9.103,85	9.900,80
RJ	3.454,77	5.136,54	5.790,62	6.940,26	7.274,51	8.471,21	9.500,01
SC	3.345,36	3.816,22	4.435,56	5.274,76	5.470,99	5.496,96	6.078,66
BA	2.520,50	2.967,62	3.660,47	4.046,92	5.257,51	5.212,05	5.126,81
PA	2.602,63	2.706,80	3.033,73	3.783,36	4.016,65	4.593,56	4.826,24
ES	3.090,19	3.499,13	4.103,04	4.116,00	4.140,80	4.484,77	4.203,31
MT	1.697,76	2.210,87	2.430,36	2.843,30	4.060,91	4.092,96	4.029,69
GO	724,06	799,37	1.226,41	1.295,31	1.777,68	1.976,94	2.501,27
AM	834,00	1.036,34	2.023,57	1.700,72	3.298,25	2.624,68	1.927,36
MA	867,75	1.085,82	1.118,45	1.489,22	1.460,53	1.499,98	1.705,96
MS	576,16	473,04	554,00	591,00	1.124,01	948,60	1.018,78

Fonte: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC). Cálculos do autor.

Gráfico 2 – Participação das exportações estaduais em relação à do Brasil 2001-2007

Fonte: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC). Cálculos do autor.

2.2 Evolução das importações

Nesta sessão, será estudada a evolução das importações do Brasil para o período de 1992 e 2006. Mais uma vez o estado de Tocantins foi excluído da análise.

Até meados dos anos 1990 o Brasil era um país relativamente fechado às transações de importação. Foi somente nos primeiros anos da década de 1990 que o país começou a adotar medidas com a finalidade de eliminar a maior parte das restrições não-tarifárias e o estabelecimento de um cronograma de redução das alíquotas de importação. O processo de liberação das importações sempre esteve condicionado à conjuntura macroeconômica do país, principalmente com a entrada em vigor do Plano Real.

Assim inicia-se no Brasil um período de maior inserção da economia brasileira na economia mundial. Entre 1992 e 2006 o volume das importações cresceu 216%. Mas isso não ocorreu de forma homogênea. Como pode ser constatado na Tabela 3, que apresenta as variações das importações no Brasil e em suas grandes regiões de 1993 a 2006, as importações apresentaram grande volatilidade tanto para o Brasil como um todo, quanto para as grandes regiões.

Tabela 3 – Variação (%) das importações para o Brasil e grandes regiões 1993-2006

Ano	Brasil	Nordeste	Norte	Sudeste	Centro-Oeste	Sul
1993	21,07	41,39	54,52	14,56	-11,08	35,70
1994	29,29	23,35	31,97	27,83	53,24	37,08
1995	45,83	41,70	54,04	48,19	26,42	33,57
1996	4,29	13,07	7,71	2,78	20,22	4,19
1997	11,82	1,47	-0,03	12,57	37,02	19,88
1998	-1,18	-7,84	-26,19	-1,96	25,56	17,37
1999	-15,37	-7,97	-9,00	-16,64	25,55	-19,24
2000	7,59	28,03	31,29	1,84	-10,02	16,18
2001	-1,40	6,20	-15,28	-1,99	20,14	0,67
2002	-13,07	-7,01	-4,06	-14,33	14,75	-18,91
2003	-2,89	-11,82	4,18	-4,85	3,47	5,57
2004	22,43	19,90	16,22	24,57	29,76	17,59
2005	9,18	6,66	13,60	6,76	18,48	15,40
2006	18,60	34,11	17,61	14,29	28,96	23,96
Média	9,73	12,95	12,61	8,12	20,18	13,50

Fonte: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC). Cálculos do autor.

Tabela 4 – Principais estados importadores segundo classificação em 2006 (em milhões de US\$)

Ano	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
SP	21.794	22.623	21.637	17.728	17.249	21.658	22.703	26.352
RS	3.067	3.553	3.537	3.156	3.556	4.228	4.983	5.655
RJ	4.130	4.395	4.658	4.824	4.171	5.082	4.989	5.187
AM	2.686	3.467	2.923	2.755	2.933	3.463	3.886	4.452
PR	3.455	4.138	4.305	2.979	2.958	3.217	3.371	4.252
ES	2.448	2.214	2.138	1.805	1.830	2.406	3.044	3.483
MG	2.742	2.454	2.621	2.248	2.063	2.387	2.930	3.456
BA	1.372	1.980	1.996	1.678	1.650	2.414	2.495	3.183
SC	825	845	751	832	843	1.206	1.629	2.467
MA	343	428	725	776	562	588	861	1.228
MS	54	141	246	379	418	617	804	1.228

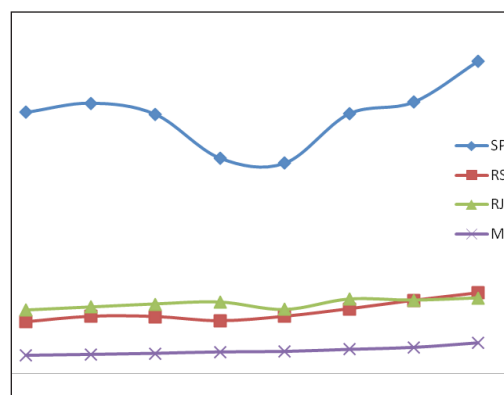
Fonte: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC). Cálculos do autor.

O crescimento médio registrado das importações para o Brasil foi de 9,73%. A região Sudeste, mesmo possuindo a maior demanda por importações, apresentou o menor crescimento médio do período considerado. O maior crescimento médio da demanda de importações foi o da região Centro-Oeste com 20,18%.

Os principais Estados importadores, segundo classificação em 2006, estão listados na Tabela 4. São Paulo mais uma vez lidera a lista de maior estado importador por todo o período. Suas importações cresceram no período entre 1999 e 2006 cerca de 21%. O Rio de Janeiro perdeu sua posição de segundo lugar para o Rio Grande do Sul, que ocupava o quarto lugar em 1999 e cresceu 84% no período. Surpreendente foi o crescimento das importações do estado do Mato Grosso do Sul, que alcançou a marca de 2183% entre 1999 e 2006.

E finalmente, para fechar essa parte da análise descritiva da evolução das importações no Brasil, o Gráfico 3 mostra o desempenho das importações estaduais como porcentagem das importações do Brasil. Em 2006, São Paulo colaborava com mais de 57% das importações do Brasil, quase cinco vezes mais que o Rio grande do Sul, segundo estado que mais importa no Brasil. No gráfico também se observa a perda significativa de participação de São Paulo entre 2000 e 2003, quando a partir de então retoma o processo de crescimento mais acentuado.

Gráfico 3 – Participação das importações estaduais em relação à do Brasil 1999-2006



Fonte: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC). Cálculos do autor.

3 Evidências empíricas

Nesta seção deste trabalho é apresentada uma breve revisão da literatura empírica sobre elasticidades preço e renda das exportações e das importações, no Brasil como um todo e em seus estados.

Um artigo conhecido na literatura é o de Zini Jr que estima através de Mínimos Quadrados de Dois Estágios (MQ2E) funções de importação e exportação para o Brasil entre 1970-1986. Os resultados do autor mostram que a demanda de importação no Brasil apresenta uma relação inelástica negativa com o preço, e positiva elástica em relação à renda.

Já Azevedo e Portugal (1998) analisam a política de importação do Brasil. Os autores estimam uma função demanda por importação no período de 1980-1995, com o método de correção de erros de Eagle-Granger. Os principais resultados mostram uma ruptura dos coeficientes de longo prazo de variáveis explicativas da demanda de importações. Entre o período de análise, os anos 80 apresentaram uma elasticidade-renda das importações não significativa, os autores expõem como motivos desse fato os instrumentos que restringiam as importações. Já para os anos 90 onde há uma abertura comercial, a elasticidade-renda é significativa e elástica tendo um valor de longo prazo de aproximadamente 2. Também tendo se mostrado significativa a elasticidade-preço de longo prazo das importações apresentou o sinal esperado negativo, tendo o valor de -1,2 no final do período amostral, possuindo uma tendência crescente, principalmente a partir de 1990.

Souza (2007) também estima uma função de demanda de importação para o Brasil, através de uma série temporal de 1960 a 2003. Os resultados mostram, através de um modelo dinâmico, uma elasticidade-preço negativa e inelástica no curto prazo, porém, elástica no longo prazo, fato também ocorrido com a elasticidade-renda, sendo que nesse último caso, a relação é positiva. Além dessas conclusões, o autor expõe que a liberação comercial teria um impacto de aumentar a elasticidade-preço, contudo não afetaria a elasticidade-renda.

Com relação às exportações, Neves e Lélis (2007) calculam as elasticidades preço e renda das exportações dos estados brasileiros, para o período de 1992 a 2004, utilizando a técnica

econométrica de dados em painel. No modelo considerando intercepto para cada estado e um componente auto-regressivo (AR1), as elasticidades preço e renda das exportações se apresentaram inelástica. Quando a tendência das importações foi utilizada como proxy da renda internacional, a elasticidade-renda passou a ser de 1,32, portanto, nesse caso, uma relação elástica, apesar de passar a ser inelástica novamente quando considerado apenas o período 1992-2001. Por fim, no modelo com intercepto comum e coeficiente de câmbio por estado, os resultados demonstram que os coeficientes para os maiores estados exportadores se mostraram significativos tendo todos, com exceção de São Paulo, uma elasticidade-preço inelástica.

Já calculando tanto elasticidade-renda das exportações como das importações, Campos e Arenti (2002) demonstram que a elasticidade-renda das importações foi maior que a das exportações, respectivamente 1,067 e 0,864, implicando uma dificuldade de crescimento sustentado apenas pelas exportações e gerando, assim, a necessidade de captação de recursos externos para manter o equilíbrio no balanço de pagamentos.

Skiendziel (2008) estima elasticidades preço e renda tanto para exportações como para importações para o Brasil. Através do método generalizado dos momentos (GMM), o autor mostrou que de uma maneira geral no curto prazo e no longo prazo a elasticidade-preço das importações e exportações são inelásticas, menos para a oferta estrangeira de exportações no longo prazo. Já com relação à elasticidade-renda da demanda, se mostram inelásticas no curto prazo, contudo no longo prazo todas as curvas são elásticas, exceto para oferta estrangeira de exportação.

Por fim, Santos (2008) estima elasticidades preço e renda das exportações e importações. O trabalho usa equações simples de exportações em função da renda externa e taxa de câmbio real e importações em função da renda interna por estado e da taxa de câmbio real, estrutura mais ou menos similar ao que faremos no presente trabalho. Contudo, nesse caso a estimação foi feita para os estados do Nordeste e do Sudeste no período de 1989-2005, considerando cada unidade individual uma série temporal, estimando através de MQO. Os principais resultados demonstram para a maioria dos estados uma relação positiva e elástica entre as

exportações e renda externa, contudo a relação entre taxa de câmbio real e exportações além de apresentarem em alguns casos coeficientes estatisticamente insignificantes, também se apresentaram significativos com o sinal ao contrário do esperado. Já as importações se mostraram tendo uma forte relação com o PIB, e para a maioria dos estados uma relação elástica, sendo maiores que no caso da elasticidade-renda das exportações. Contudo, também apresentaram o sinal contrário ao esperado dos coeficientes ligados a taxa de câmbio, uma relação positiva entre taxa de câmbio e importações.

4 Metodologia e fonte de dados

Esta seção apresenta o modelo a ser estimado, especifica a fonte de dados, e apresenta resumidamente a metodologia econométrica de dados em painel estático e dinâmico.

4.1 Modelo básico e fonte de dados

Como dito anteriormente o objetivo deste trabalho é calcular as elasticidades preço e renda das exportações e importações, para tanto serão utilizadas as seguintes equações:

$$X = f(e, Y^*) \quad (1)$$

$$M = f(e, Y) \quad (2)$$

Considerando parâmetros de elasticidade constante, e obtendo a forma logarítmica, temos:

$$\ln X = \ln X_0 + \alpha_1 \ln e + \alpha_2 \ln Y^* \quad (3)$$

$$\ln M = \ln M_0 + \beta_1 \ln e + \beta_2 \ln Y \quad (4)$$

Onde X é as exportações, M as importações, e a taxa de câmbio real, Y o PIB interno (nesse caso por estado) e Y^* renda internacional.

Portanto, o objetivo aqui é calcular α_1 , α_2 , β_1 e β_2 , que são as respectivas elasticidades: preço das exportações, renda das exportações, preço das importações e renda das importações.

Para calcular as elasticidades preço e renda das exportações e importações serão utilizados os estados do Brasil¹ no período de 1992-2007² numa estrutura de painel estático e dinâmico.

Para tanto, os dados das exportações e importações por estado foram obtidos do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (aliceweb.desenvolvimento.gov.br), no caso das exportações, utilizou-se o índice de preço das exportações para obter os valores em termos reais, esse último obtido da Fundação Centro de Estudos de Comércio Exterior (www.funcex.com.br). Já para obter as importações em termos reais, se utilizou índice de preços por atacado (IPA) dos Estados Unidos³, obtida no Ipeadata (www.ipeadata.gov.br).

Já a taxa real efetiva de câmbio do Brasil e o PIB real por estado foram obtidos no Ipeadata. Como proxy da renda internacional foram utilizadas as importações mundiais deflacionadas pelo próprio índice de preço das importações mundiais, ambos têm como fonte o FMI, mas podem ser obtidos através do Ipeadata.

4.2 Metodologia econométrica

Para atingir o objetivo deste trabalho foi escolhido o método de dados em painel. Ou seja, combinação das unidades individuais, os 25 estados do Brasil mais o Distrito Federal, em diferentes períodos de tempo, 1992-2007. Dentre as vantagens de se estimar por dados em painel, destaca-se o aumento no número de observações, aumentando assim os graus de liberdade e a eficiência dos parâmetros estimados.

Para a análise deste trabalho considere as equações (3) e (4) na forma de modelo econométrico, nesse caso de dados em painel estático:

$$\ln X_{it} = \eta_i + \alpha_1 \ln e_{it} + \alpha_2 \ln Y_{it}^* + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln M_{it} = \gamma_i + \beta_1 \ln e_{it} + \beta_2 \ln Y_{it} + v_{it} \quad (6)$$

Os termos u_{it} e z_{it} são distúrbios estocásticos. Já η_i e γ_i são termos estocásticos referentes às unidades individuais. Ou seja, esses dois últimos termos captam fatores que afetam as exportações e as importações e são constantes ao longo do tempo, mas que diferem entre as unidades individuais, a chamada heterogeneidade individual.

Para se estimar as equações (5) e (6) o presente trabalho escolheu Efeitos Fixos o mais

¹ Lembrando que não está sendo considerado o estado de Tocantins.

² Devido à disponibilidade de dados, considera-se no caso das importações o período 1992-2006.

³ Não se utilizou o índice de preço das importações devido à indisponibilidade de dados para todo o período.

apropriado para esse caso.⁴ Uma maneira de se estimar por efeitos fixos é através da *Least Squares Dummy Variable* (LSDV), que consiste em se estimar o efeito não observado, no caso das nossas equações os η_i e γ_i . Para tanto, deve-se criar dummies para $(n-1)$ estados, para a equação em questão (5) ou (6) e estimar via MQO.

Uma segunda formulação observada na literatura e equivalente ao LSDV, e que será utilizada neste trabalho, é a dos estimadores intragrupo (*within*). Na aplicação desse método, para cada variável devem-se obter os dados centrados na média da respectiva unidade individual. Para a equação (5), por exemplo, tem-se:

$$\ln X_{it} - \overline{\ln X_{it}} = \alpha_1 (\ln E_{it} - \overline{\ln E_{it}}) + \alpha_2 (\ln Y_{it}^* - \overline{\ln Y_{it}^*}) + \varepsilon_{it} - \overline{\varepsilon_{it}} \quad (7)$$

onde $\ln X = T^{-1} \sum_{t=1}^T \ln X_{it}$, mesmo raciocínio para as variáveis explicativas e para o erro. Como o efeito η_i é invariante no tempo o valor centrado é zero para todas as observações, como um resultado o modelo (7) pode ser estimado por MQO, onde se obtém o estimador *within*. Mesmo procedimento pode ser adotado na equação (8).

Alguns problemas podem surgir com o painel estático. Se o modelo passa a ter uma defasagem da variável dependente como variável explicativa, as estimativas passam a ser inconsistentes e viesadas. Além de que no modelo estático podem ocorrer problemas de endogeneidade, por exemplo, entre importações e PIB, para isso é necessário achar variáveis instrumentais para as variáveis endógenas explicativas.

No modelo dinâmico de efeitos fixos considere as seguintes equações:

$$\ln X_{it} = \eta_i + \delta \ln X_{t-1} + \alpha_1 \ln e_{it} + \alpha_2 \ln Y_{it}^* + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\ln M_{it} = \gamma_i + \rho \ln M_{t-1} + \beta_1 \ln e_{it} + \beta_2 \ln Y_{it} + v_{it} \quad (9)$$

Para se estimar (5) e (6) Arellano e Bond (1991) mostram que um estimador mais eficiente pode ser obtido com o uso de instrumentos adicionais, cuja validade está baseada

na condição de ortogonalidade entre os valores das variáveis dependente e os erros. Assim, propõem um estimador de variáveis instrumentais generalizados, em que todos os valores defasados disponíveis da variável dependente e das variáveis pré-determinadas em cada período, são instrumentos válidos. Por sua vez, esse estimador também permitiria utilizar como instrumentos a primeira diferença dos regressores estritamente exógenos.

Arellano e Bond (1991) derivaram duas versões para os estimadores de *GMM*. Na primeira, conhecida como estimador *one-step*, supõe-se que os termos de erro são independentes e homocedásticos nas unidades de *cross-section* e ao longo do tempo, ao passo que na segunda, chamada de *two-step*, os resíduos gerados na primeira etapa são empregados para obter uma estimativa consistente da matriz de variância-covariância, permitindo relaxar as hipóteses de independência e consistência. Assintoticamente, os dois estimadores são equivalentes, porém o *two-step* não necessita conhecer *a priori* a distribuição dos componentes η_{1i} , η_{2i} , ε_{it} e μ_{it} . Todavia, tem sido observado em diversos estudos que essa versão do estimador de *GMM* os desvios padrões tendem a ser viesados para baixo em pequenas amostras, recomendando nesse caso o uso da versão *one-step*. Por essa razão, no presente trabalho será utilizado o estimador de *GMM* na versão *one-step*.

Para testar a especificação do modelo e daí a consistência do estimador *GMM*, recomenda-se o teste de Sargan (1958)/Hansen (1982), ou também conhecido como "*J test*", de sobre-identificação, que testa a validade dos instrumentos utilizados. Considerando que a principal motivação para o uso desse estimador tem como base a exploração (uso) das condições de ortogonalidade, de um modo geral, o teste busca verificar a existência de correlação entre os resíduos da regressão e os instrumentos utilizados. Por isso, a falha em rejeitar a hipótese nula indicará que os instrumentos utilizados não são válidos.

Para testar a existência de correlação serial, Arellano e Bond (1991) propõem um teste direto nos resíduos da especificação em primeira-diferença que também pode ser útil para verificar a consistência do estimador de *GMM*. A ausência de correlação serial está associada à falha em rejeitar a hipótese nula de autocorrelação de segunda ordem, sugerindo nesse caso que o estimador de *GMM* é consistente.

⁴ Dado que nossa amostra cobre todos os estados do Brasil (menos Tocantins) ao invés de uma amostra aleatória, pode se supor que a especificação mais adequada seja a dos efeitos fixos, sobre esse assunto ver, por exemplo, Marques (2000) p.19. Para uma escolha mais formal, entre efeitos fixos e aleatórios, se utiliza o teste de Hausman.

5 Análise dos resultados

Esta seção apresenta os resultados das estimativas para elasticidades preço e renda das exportações e importações para os estados do Brasil no período de 1992-2007, utilizando a técnica de dados em painel estático e dinâmico.

5.1 Elasticidades preço e renda das exportações

A Tabela 5 apresenta os resultados das estimativas das elasticidades preço e renda das exportações dos estados do Brasil, considerando o modelo estático, nesse caso do estimador através de efeitos fixos.

Tabela 5 – Resultados do painel estático equação (5): estimador de Efeitos Fixos

Variável Dependente	lnX
lnY*	1,258 (14,69)***
lne	0,240 (1,83)*
Constante	-2,365 (-4,80)***
Observações	416
Números de UFs	26
F(2,338)	199,97
R ² (within)	0,51

Fonte: Cálculos do autor através do programa STATA10.

Notas: Entre parênteses valores t utilizando erros padrões robustos.

* Significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

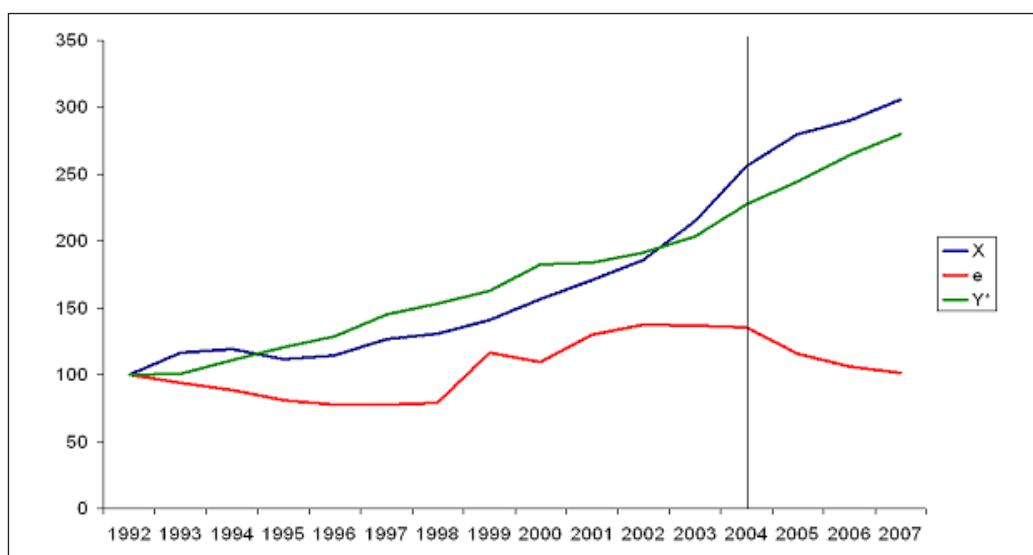
Nota-se que os resultados apresentaram-se satisfatórios, todos os coeficientes são estatisticamente significativos a 10%, e só o coeficiente da elasticidade-preço (câmbio real) não é significativo a 5% e 1%.

Os sinais também foram como o esperado pela teoria, a renda externa tem uma forte relação positiva com as exportações. A elasticidade-renda é maior que a unidade mostrando uma relação elástica de 1,26, o que significa dizer que um aumento da renda internacional em 10% acarretaria em um aumento de 12,6% nas exportações. Já o câmbio real se mostrou tendo uma relação positiva com as exportações, contudo uma relação inelástica.

Algumas considerações devem ser feitas sobre essa relação obtida acima. Nos últimos anos do período de análise deste trabalho, a renda externa (mensurada pelas importações mundiais) tem aumentado. No entanto, a taxa de câmbio real tem sofrido reduções, e por fim mesmo com esses fatores as exportações de muitos estados têm aumentado. Observa-se esse fato no Gráfico 4, considerando o Brasil como um todo. Logo, as elasticidades-renda nesse último período podem ter sido maiores que no anterior.

Assim, a Tabela 6 apresenta os resultados de dados em painel para os estados do Brasil, considerando apenas o período de 1992-2004. Nota-se que a elasticidade-renda das exportações passa a ser inelástica, sendo de 0,657.

Gráfico 4 – Evolução das Exportações, importações mundiais e taxa efetiva real de câmbio



Fonte: MDIC e IPEADATA. Elaboração Própria.

Tabela 6 – Resultados do painel da equação (5), 1992-2004: estimador de Efeitos Fixos

Variável Dependente	lnX
lnY'	0,657 (5,58)***
Lne	0,705 (4,84)***
Constante	-1,549 (-3,15)***
Observations	338
Number of id	26
Teste F(2,338)	91,75
R-squared	0,38

Fonte: Cálculos do autor através do programa STATA10.

Notas: Entre parênteses valores t utilizando erros padrões robustos.

* Significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

Contudo, essas estimativas acima são de painéis estáticos. Podem-se ter problemas de endogeneidade, e também as exportações do período anterior podem ter relação com a atual. Assim, a Tabela 8 apresenta os resultados das estimativas das elasticidades preço e renda das exportações dos estados do Brasil, considerando nesse caso o estimador através de painéis dinâmicos *GMM* proposto por Arellano e Bond (1991).

Na coluna (a) é a versão homocedástica, pode ser constatado que todos os coeficientes são estatisticamente significativos mesmo a 1%. Com relação ao teste de Sargan, a hipótese nula de que as restrições sobre-identificadas são válidas deve ser rejeitada, podendo supor que os instrumentos empregados aqui não são válidos. Contudo,

... conforme, apontado por Kimhi e Rekah a rejeição da hipótese nula do teste de Sargan não necessariamente implica a rejeição do modelo, uma vez que este teste tende a apresentar falhas com relativa frequência, sendo esta mesma observação feita por Arellano e Bond (1991). Para a verificação da validade do modelo dinâmico, Kimhi e Rekah realizam também os testes de autocorrelação de segunda ordem. (PINHO e BRUNO, 2006, p. 21)

Portanto, como no modelo da Tabela 7 coluna (a) a hipótese nula de ausência de autocorrelação de segunda ordem pode ser aceita, isso mostra que esse modelo de certa forma é válido. Na versão robusta do modelo, observa-se que as conclusões se mantêm as mesmas, com a diferença que o coeficiente da elasticidade-

renda das exportações não é mais significativo a 1%, contudo é a 10% e 5%.

Com relação à análise dos coeficientes, pode-se ver que as elasticidades preço e renda das exportações caíram bastante com relação ao modelo estático, passando a ser, respectivamente, 0,37 e 0,33. Esse fato se deve ao coeficiente da exportação defasada em um período (um ano nesse caso) ser significativo na exportação contemporânea, o que pode ser descrito como um processo de tempo que as exportações levam para se ajustar a mudanças da renda internacional e/ou na taxa de câmbio real.

Tabela 7 – Resultados da estimação da equação (8): GMM de Arellano e Bond (1991)

	Homocedástico	Robusto
lnX _{t-1}	0,689 (13,41)***	0,689 (8,85)***
lnY'	0,334 (3,41)***	0,334 (2,41)**
Lne	0,371 (3,75)***	0,371 (4,16)***
Observations	364	364
Number of id	26	26
Wald χ^2	868,65	940,12
Sargan	151,410	-
Autocorrelação de 2º ordem	0,8119	0,8176

Fonte: Cálculos do autor através do programa STATA10.

Notas: Entre parênteses valores z utilizando erros padrões robustos.

* Significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante 10%.

5.2 Elasticidade preço e renda das importações

A Tabela 8 apresenta os resultados das estimativas das elasticidades preço e renda das importações dos estados do Brasil, considerando o modelo estático, nesse caso do estimador através de efeitos fixos. Pode ser visto que os coeficientes são significativos a 5%, sendo o da elasticidade-renda também a 1%.

Como nos coeficientes das elasticidades preço e renda das exportações, aqui também os sinais se apresentaram como o esperado. Uma relação positiva e elástica entre renda interna (PIB do estado em questão) e importações. E negativa, mas inelástica entre taxa de câmbio real e importações. Deixa-se claro que na literatura é defendido que a combinação de elasticidades-renda das importações alta combinada com baixas elasticidades-renda das exportações pode trazer restrições para o

crescimento econômico, no entanto, no caso deste trabalho se forem considerados os dois casos estáticos iniciais, ambas as elasticidades são relativamente altas.

Tabela 8 – Resultados do painel da equação (5), período 1992-2004 (a) e (b) 1992-2007 controlando através de dummy: estimador de Efeitos Fixos

Variável Dependente	lnM
lnY	1, 279 (4,36)***
lne	-0, 437 (-2,07)**
Constante	1,476 (1,32)
Observações	390
Números de UFs	26
F(2,338)	9,86
R ² within	0,09

Fonte: Cálculos do autor através do programa STATA10.
Notas: Entre parênteses valores z utilizando erros padrões robustos.
* Significante a 10%; ** significativa a 5%; *** significativa a 1%.

Já o modelo de dados em painel dinâmico GMM para importações é apresentado na Tabela 9. Na coluna (a) percebe-se que todos os coeficientes são estatisticamente significativos a 5%, e o da importação defasada é também a 1%. Já o teste de Sargan, aponta para a rejeição da hipótese nula de que as restrições sobre-identificadas são válidas, contudo a hipótese nula de ausência de autocorrelação de segunda ordem deve ser aceita.

Tabela 9 – Resultados da estimação da equação (9): GMM de Arellano e Bond (1991)

	Homocedástico	Robusto
lnM _{t-1}	0,566 (11,20)***	0,566 (6,67)***
lnY	0,469 (2,30)**	0,469 (3,59)***
lne	-0,396 (-2,41)**	-0,396 (-3,68)***
Observations	338	338
Number of id	26	26
Wald χ^2	150,33	128,70
Sargan	176,281	–
Autocorrelação de 2º ordem	0,2483	0,6538

Fonte: Cálculos do autor através do programa STATA10.
Notas: Entre parênteses valores z utilizando erros padrões robustos.
* Significante a 10%; ** significativa a 5% e *** significativa a 1%.

Na versão robusta do modelo, todos os coeficientes passam a ser estatisticamente signifi-

ficativos a 1%. Além disso, a elasticidade-renda das importações é menor no modelo dinâmico do que no estático, novamente devido ao coeficiente defasado ser bastante significativo sobre o contemporâneo, podendo seguir a mesma ideia das exportações de ajustamento não automático. Por fim, em relação ao coeficiente do câmbio real, percebe-se que a elasticidade desses em relação à importação é aproximadamente igual no modelo estático e dinâmico.

6 Considerações finais

Este trabalho buscou estimar as elasticidades preço e renda das exportações e importações considerando uma estrutura de painel dos estados do Brasil no período de 1992-2007. Para tanto, utilizou-se painéis estáticos de efeitos fixos e a técnica de estimativa de painéis dinâmicos proposto por Arellano e Bond (1991).

Na segunda sessão deste trabalho, referente à análise descritiva dos dados, foi apresentada a evolução das exportações e importações para o Brasil e grandes regiões, assim como alguns Estados selecionados. O volume das importações e exportações cresceu significativamente no período analisado, mas não de forma homogênea. As exportações chegaram a ter uma diminuição em 1995 em relação a 1994, fenômeno esse justificado pela âncora cambial do Plano Real. A maior média de crescimento das exportações foi entre 2000 e 2005, logo após a desvalorização do Real frente ao Dólar, e como consequência da crise asiática.

Quanto à demanda de importações, a instabilidade foi ainda maior. Durante o período analisado houve cinco anos de diminuição das importações. A recuperação ocorre exatamente quando é registrado um maior crescimento da economia brasileira, entre os anos de 2004 e 2006.

Com relação às estimativas do painel estático via efeitos fixos, mostrou-se que os coeficientes em geral se mostraram significativos e o sinal como o esperado. Uma relação positiva e elástica entre renda internacional e exportações (inelástica no período 1992-2004), e positiva e inelástica entre taxa de câmbio real e exportações. No caso das importações uma relação elástica e positiva entre importações e renda, e inelástica e negativa entre taxa de câmbio e importações.

Quando considerado o modelo dinâmico, através de estimação do GMM proposto por

Arellano e Bond (1991), de uma maneira geral os coeficientes se mostraram significativos e com os sinais esperados. Contudo, quando comparados os resultados do modelo estático com o do painel dinâmico, percebe-se que nesse último as elasticidades preço e renda das exportações são bem menores, e o coeficiente ligado às exportações defasadas foi estatisticamente significativo. Pode-se supor que essas questões estão relacionadas ao processo de ajustamento das exportações em relação à renda internacional e a taxa de câmbio. Com relação às importações, a elasticidade-renda do painel dinâmico também foi bem menor que a do modelo estático e o coeficiente da variável dependente defasada foi significativo, portanto, novamente pode-se falar de tempo de ajuste. Logo, algum choque que afete as exportações e importações em um determinado ano tende a persistir pelo menos por mais um ano, devido a essa relação entre exportação (importação) passada e atual.

Referências

- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application employment equations. *Review of Economic Studies*, v. 58, p. 277-297, 1991.
- ARIENTI, P. F. F.; CAMPOS, A. C. Elasticidades-renda das exportações e importações: o modelo de Thirwall. *Revista Ensaios (FEE)*, Porto Alegre, v. 23, n. 2, p. 787-804, 2002.
- AZEVEDO, A. F. Z.; PORTUGAL, M. S. Abertura Comercial Brasileira e Instabilidade da Demanda de Importações. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 08, n. 01, p. 37-63, 1998.
- MARQUES, L. D. Modelos Dinâmicos com Dados em Painel: revisão de literatura. Faculdade do Porto-Centro de Estudos Macroeconômicos e Previsão, Portugal, 2000.
- NEVES, A. C. P.; LÉLIS, M. T. C. Exportações estaduais no Brasil: estimativas para as elasticidades preço e renda. *Revista de Economia Política*, v. 27, p. 102-135, 2007.
- SKIENDZIEL, A. G. L. *Estimativas de elasticidades de oferta e demanda de exportações e de importações brasileiras*. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília, 2008.
- SANTOS, P. R. *Análise comparativa de crescimento econômico: um estudo das elasticidades-renda das exportações e das importações dos estados do Nordeste e Sudeste do Brasil*. Monografia, Universidade Federal de Alagoas, 2008.
- SOUZA, M. *Liberalização, Importação e Crescimento Econômico na América Latina*. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade de Brasília, 2007. 194 p.
- ZINI JR., A. Funções de exportação e de importação para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 18, n. 3, p. 615-662, dez. 1988.