

ESTIMAÇÃO DA EQUAÇÃO DE DEMANDA BRASILEIRA POR IMPORTAÇÃO DE ARROZ DO URUGUAI

Rodrigo da Silva Souza¹, Maria Izabel dos Santos², Alcido Elenor Wander², Cleyzer Adrian da Cunha³

Palavras-chave: Arroz, Uruguai, Importação.

INTRODUÇÃO

O Brasil é o maior produtor de arroz fora da Ásia. Os quatro maiores estados produtores são responsáveis por, aproximadamente, 80% da produção nacional de arroz (IBGE, 2009b). Há dois sistemas de produção no país, o de terras altas e o irrigado. Rio Grande do Sul e Santa Catarina são os maiores produtores nacionais de arroz irrigado. A produção de arroz de terras altas se encontra, principalmente, nos estados da região Centro-Oeste, mas também no Maranhão e Pará. Segundo Ferreira et al. (2005), esses dois sistemas não podem apresentar competição acirrada, pois, num curto prazo, nenhum dos dois sistemas, isoladamente, é capaz de atender à demanda interna.

O Brasil é 10º em consumo global de arroz e o 50º em consumo *per capita*, muito distante dos países asiáticos, segundo dados de 2003 (FAO, 2009). Atualmente o consumo aparente *per capita* de arroz beneficiado é de, aproximadamente, 46 kg/ano (CONAB, 2009; IBGE, 2009a). A estimativa para o consumo global referente à safra 2008/2009 é de 12.950.000 toneladas de arroz em casca, porém, a estimativa de produção para a mesma, é de 12.809.000 toneladas de arroz (CONAB, 2009). O país foi auto-suficiente nas safras 2003/2004 e 2004/2005, mais tal fato não ocorre frequentemente, pois a produção interna é inconstante. Visto isso, o país necessita de importações para suprir sua demanda interna. Neste cenário, surgem Uruguai e Argentina, importantes parceiros do MERCOSUL, que viram no grande mercado consumidor brasileiro um destino para suas exportações. Em 2008, o Brasil importou 188.298.370 kg de arroz da Argentina e 192.461.569 kg de arroz do Uruguai, representando 85% das importações totais de arroz do país naquele ano (MDIC, 2009). Nesse contexto, torna-se necessário analisar as equações de demanda por importação de arroz destes países, com o intuito de fornecer instrumental empírico para análises futuras.

Estudo realizado por Santos et al. (2009), constatou a relação negativa entre as importações de arroz da Argentina com a renda *per capita* interna e a taxa efetiva de câmbio real. Considerando que o Uruguai é outro importante exportador de arroz para o Brasil, esse estudo vem preencher a lacuna sobre o tema, tendo como objetivo principal estimar a equação de demanda por importação de arroz deste país.

MATERIAL E MÉTODOS

Modelo teórico

O processo da globalização se intensificou no início da década de 90, o que acarretou na crescente abertura do mercado de bens e financeiro, estimulando a criação de blocos econômicos, para facilitar o comércio entre os países membros. Foi nesse contexto que surgiu o MERCOSUL, após a assinatura do Tratado de Assunção em 1991. Segundo Averbug (1999), os países membros, principalmente Brasil, Argentina e Uruguai, perderiam oportunidades de crescimento se atuassem de forma isolada.

A abertura econômica permite que empresas e consumidores possam escolher entre bens domésticos e estrangeiros. A compra de arroz do Uruguai pelo Brasil representa um déficit no balanço de pagamentos, em que são registradas todas as transações dos residentes com o resto do mundo. O principal determinante da decisão de comprar bens domésticos ou estrangeiros é a taxa de câmbio real. Além disso, a teoria macroeconômica tradicional revela outro determinante das importações, o produto

¹ Bolsista PIBIC - CNPq/Embrapa Arroz e Feijão, rodrigossouza_13@hotmail.com; ²Embrapa Arroz e Feijão; ³Universidade Federal de Goiás.

interno bruto (PIB). Isso se dá pelo fato de que, aumentos na renda refletem uma maior demanda, tanto para bens domésticos quanto para estrangeiros, *ceteris paribus*.

Com base na teoria macroeconômica tradicional, pode-se estabelecer a seguinte função:

$$IM = IM(Y, e) \quad (1)$$

Na Função 1, produto ou renda nacional (Y) e a taxa de câmbio real (e) apresentam sinais positivos com as importações a partir da análise macroeconômica tradicional. A relação positiva entre renda nacional e importações não se evidencia no caso de bens inferiores², como é o caso do arroz – curva de renda-consumo de Engel. O sinal da taxa de câmbio real depende da nomenclatura utilizada, no Brasil utiliza-se reais em relação ao dólar. Sendo assim, é comum identificar um sinal negativo na relação entre câmbio e importações, uma vez que aumento na taxa de câmbio real significa depreciação do real – precisa-se de mais reais para comprar um dólar.

O estudo realizado por Palmeira (2005), que analisou empiricamente as elasticidades da taxa de câmbio e do PIB da Argentina sobre as exportações do Brasil, concluiu que mudanças no PIB da Argentina influenciam nas exportações brasileiras e medidas cambiais para incrementar as exportações não têm nenhum efeito. Outro estudo, realizado por Satolo e Bacchi (2006), concluiu que há um efeito da variação da taxa de câmbio sobre a taxa de crescimento da quantidade exportada pelo agronegócio, indicativo de que a implementação de políticas de desvalorização cambial é uma forma efetiva de promoção comercial. Sendo assim, torna-se necessário a evidência empírica para analisar os determinantes da variável dependente a ser estudada, neste caso as importações de arroz do Uruguai.

Modelo empírico

Com base na relação macroeconômica da Função 1, pode-se estimar a equação de demanda por importação de arroz do Uruguai através da Equação 1:

$$\ln M_t^d = \beta_1 + \ln \beta_2 Y_t + \ln \beta_3 TC_t + \beta_4 D + \beta_5 t + u_t \quad (1)$$

Em que: M_t^d = quantidade anual demandada de arroz importado no período de 1989 a 2008; β_1 = intercepto; β_2 , β_3 , β_4 e β_5 = coeficientes associados às variáveis explicativas renda, taxa de câmbio real, *dummy* e tendência, respectivamente; Y_t = renda anual *per capita* dos brasileiros no período de 1989 a 2008; TC_t = taxa efetiva de câmbio real no período de 1989 a 2008; D = *dummy*, cujos valores variam de 0 a 1, sendo 0 para o período antes da auto-suficiência da safra 2003/2004, e 1 para o período após; t = tendência; u_t = erro aleatório no período analisado.

O modelo usado é o log-linear, pois se adapta ao objetivo proposto que foi de analisar a sensibilidade (elasticidade) das importações de arroz do Uruguai, diante de variações na renda dos brasileiros (PIB *per capita*) e na taxa de câmbio efetiva real.

Além de mensurar as elasticidades, buscou-se evidenciar a significância do modelo de regressão. Como se trata de um modelo de regressão múltiplo, a interpretação é feita de forma parcial, sendo então necessária a utilização do teste *F*-Fisher, que dá o nível de significância global do modelo, além do teste *t*-student, que dá o teste de significância individual das variáveis independentes. Este último usa os resultados amostrais para verificar a veracidade ou falsidade da hipótese nula dos coeficientes parciais da regressão, que é:

$$H_0: \beta_2=0 \text{ ou } H_A: \beta_2 \neq 0 \quad ; \quad H_0: \beta_3=0 \text{ ou } H_A: \beta_3 \neq 0$$

O teste de hipótese associado a cada coeficiente individual será significativo caso a hipótese nula (H_0) seja rejeitada. Para avaliar a estatística *t*, usou-se a análise do *p*-valor, pois ele evita a arbitrariedade da escolha de um nível de significância qualquer (α).

As hipóteses de significância global do modelo, feita pela análise do teste *F*-Fisher proposto é dada a seguir:

$$H_0: \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0; H_A: \text{pelo menos um parâmetro estimado será diferente de zero.}$$

O teste de hipótese acima será significativo caso a hipótese nula (H_0) seja rejeitada.

As estimativas foram feitas com base no método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). As propriedades dos estimadores de MQO, no caso de modelos de regressão linear múltipla, são paralelas às do modelo de regressão linear simples (de duas variáveis) (GUJARATI, 2006).

A variável *dummy* tem a finalidade de captar os efeitos da auto-suficiência da safra 2003/2004 e 2004/2005 no volume de importações de arroz do Uruguai. Esta variável binária mede, de forma qualitativa, os efeitos desta quebra estrutural no volume de importações, uma vez que se espera um volume de importação menor quando a produção é suficiente para suprir a demanda interna.

Os dados de importação de arroz foram obtidos junto ao Sistema de Análise de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2009). A taxa de câmbio efetiva real é a média geométrica da taxa de câmbio real. Ela foi obtida no banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2009). O produto interno bruto *per capita* foi obtido através do banco de dados do Banco Central do Brasil (BCB, 2009), e está explícito em reais de 2007. Esses dados foram transformados, quando preciso, em números índices com base no ano de 2000.

Para estimar a equação de demanda por importação de arroz do Uruguai usou-se o software econométrico *Eviews 5.0*.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 apresenta a estimativa da função de demanda por importação de arroz do Uruguai.

Tabela 1: Resultado da equação de regressão estimada.

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Probabilidade
C	40,56431	10,01856	4,048914	0,0010
LOG(Y)	-7,346432	1,987033	-3,697187	0,0022
LOG(TC)	-0,789700	0,403048	-1,959323	0,0689
D	-0,464382	0,206133	-2,252825	0,0397
T	0,147373	0,030157	4,886924	0,0002
R^2	0,648750	Média da variável dependente		4,426362
R^2 ajustado	0,555083	Desvio padrão da variável dependente		0,369083
Desvio padrão da regressão	0,246186	Estatística de F		6,926153
Estatística Durbin-Watson	1,635457	Probabilidade de F		0,002293

Fonte: Resultados da pesquisa.

Conforme os resultados da regressão estimada, constata-se a correlação negativa entre a renda nacional (Y) e a taxa de câmbio efetiva real (TC) com as importações de arroz do Uruguai (M^d). β_2 estimado revela que dada uma variação de 1% em Y , M^d diminui, em média, 7,34%, mantendo TC constante. β_3 mostra que dada uma variação de 1% em TC , M^d diminui, em média, 0,78%, mantendo Y constante. Os resultados confirmam a elasticidade-renda negativa de M^d , ou seja, à medida que a renda nacional aumenta, se importa menos arroz do Uruguai. Chama a atenção o alto valor da resposta de M^d às variações em Y . Do mesmo modo, o resultado de TC também está de acordo com as expectativas, M^d responde de forma negativa às variações na taxa de câmbio, ou seja, as importações diminuem quando o câmbio deprecia e aumentam quando aprecia. O coeficiente de D (β_4) mostrou-se negativo, pois quando a produção nacional é suficiente para suprir a demanda interna as importações tornam-se menos necessárias. A variável t representa a influência da tendência sobre as importações, o sinal positivo de seu coeficiente (β_5) indica que essa tendência é positiva.

A estatística t dos parâmetros estimados β_2 , β_3 e β_4 , apresentaram-se significativos a 1%, 10% e 5%, respectivamente. De acordo com os níveis de significância exatos encontrados, o teste é significativo, pois os dados não sustentam a hipótese nula (H_0), sendo possível rejeitá-la.

A regressão revelou um coeficiente de correlação múltiplo R^2 de 64%, ou seja, 64% das variações de M^d são explicadas por Y , TC e D , conjuntamente. A regressão se ajusta bem aos dados. O teste F é também um teste de significância do coeficiente de correlação múltiplo, variando diretamente com R^2 (GUJARATI, 2006). Deste modo, o R^2 obtido é significativo uma vez que o p -valor associado a

F é muito pequeno (0,002293), demonstrando um bom grau de ajustamento. O R^2 ajustado e o desvio da regressão calculados para essa equação foram 0,555083 e 0,246186, respectivamente.

Para validar o modelo de regressão estimado foram feitos testes de normalidade (*Jarque-Bera, JB*), de heterocedasticidade (*White*) e de autocorrelação dos resíduos (*Durbin-Watson, DW*). O teste *Jarque-Bera (JB)*, realizado, obteve uma estatística de 0,49, com um valor p de 0,77, razoavelmente alto. Com essa probabilidade não se pode rejeitar a premissa de normalidade.

A Tabela 2 apresenta o teste de *White*. A hipótese nula do teste é de que os resíduos são homocedásticos. O valor da estatística de *qui-quadrado* obtido foi de 10,42, não significativo a 16% de probabilidade. Portanto, não rejeita a hipótese nula.

Tabela 2: Teste de Heterocedasticidade de *White*.

Estatística de F	1,868041	Probabilidade	0,163046
$n \cdot R^2$	10,42921	Probabilidade	0,165527

Fonte: Resultados da Pesquisa.

A fim de verificar a ausência de correlação serial entre os termos de erro, realizou-se o teste *Durbin-Watson (d)*. Dado o tamanho da amostra de 20 observações e o número de variáveis igual a 4, obteve-se os valores críticos de d , sendo, dl igual a 0,685 e du igual a 1,567. O valor do teste d igual a 1,63 cai na zona de não rejeição ($du < d < 4 - du$) (Tabela 1). Sendo assim, não se rejeita a hipótese nula, de que não há autocorrelação, seja positiva ou negativa.

CONCLUSÃO

A estimativa da elasticidade da renda *per capita* revela a tendência decrescente das importações de arroz do Uruguai quando a renda *per capita* interna aumenta, o que confirma a característica de o arroz ser um bem inferior no Brasil. A taxa de câmbio efetiva real também se mostrou negativamente relacionada com as importações de arroz, confirmando que medidas cambiais possuem efeitos sobre as mesmas. O modelo estimado apresentou resultados satisfatórios do ponto de vista econométrico.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AVERBUG, A. Abertura e Integração Comercial Brasileira na Década de 90. In: Fabio GIAMBIAGI, F.; MOREIRA, M.M. (Org.). A economia brasileira nos anos 90. 1º ed. Rio de Janeiro: BNDES, 1999.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). Finanças e Economia. Disponível em: <<http://www.bacen.gov.br>>. Acessado em: 13 mar. 2009.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). Oferta e demanda brasileira, maio/2009. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br>>. Acesso em: 28 mai. 2009.

FERREIRA, C.M.; PINHEIRO, B.S.; SOUSA, I.S.F.; MORAIS, O.P. Qualidade do arroz no Brasil: Evolução e padronização. 1º ed. Santo Antônio de Goiás: Embrapa Arroz e feijão, 2005. 61p.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS (FAO). Consumption. Disponível em: <<http://faostat.fao.org>>. Acesso em: 20 mar. 2009.

GUJARATI, D.N. Econometria básica. 4º ed.: Rio de Janeiro: Campus, 2006.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Estimativas de população, 01/07/2008. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 03 jun. 2009a.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Produção Agrícola Municipal, 2007. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 05 mar. 2009b.

INSTITUTO DE ECONOMIA APLICADA (IPEA). Base de dados Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 05 mar. 2009.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR (MDIC). Sistema de Análise de Informações do Comércio Exterior (ALICE). Disponível em: <<http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br>>. Acessado em: 13 mar. 2009.

PALMEIRA, E.M. Estimação de função exportação do Brasil para a Argentina - uma evidência empírica. *Observatório de La Economia Latinoamericana*, Espanha, v.51, p.1-9, 2005.

SANTOS, M.I.; SOUZA, R.S.; WANDER, A.E.; CUNHA, C.A.; FERNANDES, S.M. Estimação da equação de demanda brasileira por importação de arroz da Argentina. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, Porto Alegre, 2009.

SATOLO, L.F.; BACCHI, M.R.P. Estimação da equação de oferta de exportação para o agronegócio brasileiro (1995-2004). In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, Fortaleza, 2006.