

# Estimação da equação de demanda brasileira por importação de arroz do Uruguai<sup>1</sup>

**SOUZA**, Rodrigo da Silva<sup>2</sup>; **SANTOS**, Maria Izabel<sup>3</sup>; **WANDER**, Alcido Elenor<sup>4</sup>;  
Cunha, Cleyzer Adrian<sup>5</sup>.

Palavras-chave: Arroz, Uruguai, Importação.

## 1. INTRODUÇÃO

O Brasil é 10° em consumo global de arroz e o 50° em consumo *per capita*, muito distante dos países asiáticos, segundo dados de 2003 (FAO, 2009). 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, mas tal fato não ocorre freqüentemente, 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).

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 busca preencher a lacuna sobre o tema, tendo como objetivo principal estimar a equação de demanda por importação de arroz deste país.

## 2. MATERIAL E MÉTODOS

---

<sup>1</sup> Revisado por Alcido Elenor Wander (Orientador).

<sup>2</sup>Bolsista do CNPq – Brasil - Programa PIBIC/Embrapa. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) – Centro Nacional de Pesquisa de Arroz e Feijão, [rodrigossouza\\_13@hotmail.com](mailto:rodrigossouza_13@hotmail.com); <sup>3</sup>Bolsista/Embrapa Arroz e Feijão, [izabel594@hotmail.com](mailto:izabel594@hotmail.com); <sup>4</sup>Orientador / Pesquisador da Embrapa Arroz e Feijão, [awander@cnpaf.embrapa.br](mailto:awander@cnpaf.embrapa.br); <sup>5</sup>Professor Adjunto da Universidade Federal de Goiás, [cleyze@yahoo.com.br](mailto:cleyze@yahoo.com.br).

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 relação positiva entre renda nacional e importações não se evidencia no caso de bens inferiores, como é o caso do arroz. 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.

Com base nos parâmetros apresentados na 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;  $\beta_1$  = intercepto;  $\beta_2$ ,  $\beta_3$ ,  $\beta_4$  e  $\beta_5$  = 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 bem ao objetivo proposto.

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 ela evita a arbitrariedade da escolha de um nível de significância qualquer ( $\alpha$ ).

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

$H_0: \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ ;  $H_A$ : 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). 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.

### 2.1. Fonte de dados

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.

## 3. 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 <sup>2</sup>             | 0,648750     | Média da variável dependente         |               | 4,426362      |
| R <sup>2</sup> ajustado    | 0,555083     | Desvio padrão da variável dependente |               | 0,369083      |
| Desvio padrão da regressão | 0,246186     | Estatística de <i>F</i>              |               | 6,926153      |
| Estatística Durbin-Watson  | 1,635457     | Probabilidade de <i>F</i>            |               | 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 ( $M^d$ ).  $\beta_2$  estimado revela que dada uma variação de 1% em  $Y$ ,  $M^d$  diminui, em média, 7,34%, mantendo  $TC$  constante.  $\beta_3$  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  $M^d$  e sua resposta negativa às variações em  $TC$ , conforme esperado. O coeficiente de  $D$  ( $\beta_4$ ) 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 ( $\beta_5$ ) indica que essa tendência é positiva.

A estatística  $t$  dos parâmetros estimados  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  e  $\beta_4$ , 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%. O teste  $F$  é também um teste de significância do coeficiente de correlação múltiplo, variando diretamente com  $R^2$ . 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. Com essa probabilidade não se pode rejeitar a premissa de normalidade.

A hipótese nula do teste de *White* 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.

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,  $d_l$  igual a 0,685 e  $d_u$  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.

#### 4. 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.

#### 5. REFÊRENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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.

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

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://alicesweb.desenvolvimento.gov.br>>. Acessado em: 13 mar. 2009.

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.