

## ANÁLISE DA INTEGRAÇÃO ESPACIAL DOS MERCADOS DE ARROZ LOCALIZADOS NO RIO GRANDE DO SUL E SANTA CATARINA

Felipe José Gurgel do Amaral<sup>1</sup>  
Janaína da Silva Alves<sup>2</sup>

**RESUMO:** Este artigo tem como intuito fazer uma análise da integração espacial do mercado de arroz entre os Estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina, entre os anos de 1994 a 2011, utilizando-se como referencial teórico o conceito de Integração Espacial de Mercado e Lei do Preço Único. Os principais procedimentos econométricos empregados neste estudo foram teste de raiz unitária com quebra estrutural, teste de cointegração com quebra estrutural, teste de causalidade de Granger e modelo vetorial de correção de erros. Entre os principais resultados encontrados, as quebras estruturais foram novembro de 1998 e agosto de 2000, com esta última podendo ser justificada pela redução dos preços entre os agentes de comercialização do arroz ao longo deste ano. Além disso, o resultado do VEC apontou que o mercado de arroz é fortemente integrado, em razão da elasticidade de longo prazo ser aproximadamente igual à unidade. Por fim, pôde-se concluir que a Lei do Preço Único foi válida.

**Palavras-Chave:** Integração de Mercado; arroz; quebra estrutural.

**ABSTRACT:** This work has as a main objective to analyze the spatial integration of rice markets across the Rio Grande do Sul and Santa Catarina from 1994 to 2011, from the theoretical framework about Spatial Market Integration and Law of One Price. The econometric procedure used in this work include unit root test with structural breaks, cointegration test with structural breaks, the Granger causality test and vector error correction model. Among the main results, the structural breaks were November 1998 and August 2000, with the latter can be justified by the reduction in price between the agents selling rice in this year. Furthermore, the result of VEC indicated that the rice market is strongly integrated, because the long run elasticity is approximately equal to unity. Finally, it was concluded that the Law of One Price was valid.

**Keywords:** Market integration; rice; structural break.

### 1 INTRODUÇÃO

O arroz é um importante alimento da dieta básica da população mundial. De acordo com a FAO, este cereal é o responsável por 20% da fonte de energia alimentar da população global. No Brasil, o arroz é, junto com o feijão, o principal alimento da população brasileira.

<sup>1</sup> Universidade Federal do Rio Grande do Norte. E-mail: felipejga@bol.com.br

<sup>2</sup> Universidade Federal do Rio Grande do Norte. E-mail: janainaalves@ufrnet.br

Nos últimos vinte anos, o mercado nacional de arroz foi um dos que tiveram impactos negativos com o advento da abertura comercial. Nesse contexto, a produção interna de arroz tornou-se mais competitiva, mas, ao mesmo tempo, o país vem sofrendo com a concorrência externa, sobretudo com o arroz produzido na Argentina, no Uruguai e no Paraguai. Essa concorrência com os países membros do Mercosul, em razão de os custos de produção do arroz, nestes países, serem menores do que o custo de produção do arroz brasileiro e, também, pelo fato de não existir tarifas no comércio de arroz entre esses países, corrobora para a dificuldade de escoamento da produção nacional, levando à queda o preço nacional do arroz.

Apesar de sofrer com a concorrência dos países membros do Mercosul, mesmo assim o Brasil se insere no cenário internacional como um dos dez maiores produtores e o maior produtor e consumidor da América Latina, de arroz. Entre os principais produtores internos, destacam-se os estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina.

O Rio Grande do Sul é o maior produtor nacional (o estado produz em torno de 60% da safra nacional), produzindo na safra 2013 8.097.870 toneladas de arroz em casca, com um rendimento médio de 7.472 kg/ha e uma área plantada de 1.085.483 ha. Ademais, a produção do estado, em 2014, deve ser maior em 4,6%, quando comparada a de 2013 (IBGE, 2014). No âmbito social, o setor orizicultor gaúcho é importante, uma vez que gera em torno de 232 mil empregos diretos e indiretos (MOLINARI; MELO, 2010).

Por outro lado, o Estado de Santa Catarina é o segundo maior produtor nacional. Na safra 2013, o estado produziu 1.021.422 toneladas de arroz em casca, com um rendimento médio de 6.844 kg/ha e uma área plantada de 149.778 ha; além disso, estima-se que sua produção em 2014 seja maior em 8,3%, quando comparada com a de 2013 (IBGE, 2014).

Então, dada a atual conjuntura da orizicultura e, bem como a importância dos estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina na produção de arroz, existe integração perfeita entre eles?

A hipótese a ser testada neste estudo é que os preços do arroz do Rio Grande do Sul influenciam na formação dos preços do arroz de Santa Catarina, uma vez que aquele estado é o maior produtor nacional.

Assim, o presente artigo tem como intuito principal analisar a integração espacial do mercado de arroz entre os Estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina no período de 1994 a 2011. Para tal, busca-se verificar se ocorre a cointegração entre as

variáveis analisadas; além disso, evidenciar se a Lei do Preço Único é válida através da elasticidade de transmissão de preços do arroz dos estados mencionados.

Além dessa introdução, o trabalho está estruturado conforme a seguir: na seção 2 tem a fundamentação teórica do presente estudo e as evidências empíricas da integração espacial no mercado de arroz; na seção 3, descreve-se a metodologia; na seção 4, encontra-se a análise dos resultados; e, na seção 5, têm-se as considerações finais.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

O referencial teórico do presente estudo está fundamentado na definição do conceito de integração de mercados espacialmente separados e Lei do Preço Único (LPU).

### 2.1 Integração Espacial de Mercado

Diversos estudos vêm empregando o conceito de integração de mercados espacialmente separados ao longo dos anos, principalmente no contexto de produtos agrícolas.

Goodwin e Schroeder (1991), citados por Lohano e Mari (2006), afirmam que os mercados são ditos espacialmente integrados se mudanças de preços em um mercado são totalmente refletidas em um mercado alternativo.

Para Barret (1996, apud MATTOS, 2008, p. 28), “a integração de mercados está relacionada ao livre fluxo de produtos e informações e, portanto, de preços, através da forma, do espaço e do tempo”.

Para Baulch (1997), dois mercados são considerados espacialmente integrados se, na presença de comércio entre eles, o preço no mercado importador se iguala ao preço no mercado exportador adicionado pelo custo de transporte e por outros custos incorridos para movimentação do produto entre os mercados. Matematicamente:

$$P_t^i + K_t^{ij} = P_t^j \quad (1)$$

o comércio ocorre. Mas se

$$P_t^i + K_t^{ij} > P_t^j \quad (2)$$

não há incentivo ao comércio, com  $P_t^i$  denotando o preço da mercadoria no mercado exportador no período  $t$ ,  $P_t^j$  significando o preço contemporâneo da mercadoria no mercado importador, e  $K_t^{ij}$  denotando os custos de transferência no mesmo período.

A integração de mercado também pode ser definida como o grau (ou elasticidade) de transmissão de preços entre mercados espacialmente separados, e é uma *proxy* para a eficiência de mercado (MEYER, 2004). Se a elasticidade de transmissão de preços for igual à unidade, ocorrerá a perfeita integração de mercado<sup>3</sup>.

E, além disso, Federico (2007) afirma que, em trabalhos mais recentes, um mercado é integrado se os preços em duas (ou mais) localidades são cointegrados.

## 2.2 Lei do Preço Único

A Lei do Preço Único estabelece que bens homogêneos disponíveis em diversos mercados devem ter o mesmo custo, quando expressos em uma mesma moeda (LOPES; VASCONCELLOS, 2010).

Silva e Saith (2012), citando Costa *et al.* (2000), declaram que, no curto prazo, pode ser que ocorram desvios ou desajustes entre os valores, até mesmo acima dos custos de transação, mas, no longo prazo, os custos de transação tendem a convergir para os verdadeiros valores, possibilitando que os preços dos bens homogêneos sejam iguais nas diversas localidades. Entretanto, o mecanismo que permite a LPU se manter, a arbitragem espacial<sup>4</sup>, requer mercados livres e perfeitos, os quais são raramente encontrados na realidade (DUTOIT; VILLAFUERTE; URRUTIA, 2009).

Segundo Fackler e Goodwin (2000, apud ROSADO, 2006, p. 11), há três versões para a LPU:

1. LPU fraca, a qual ocorre quando se verifica a condição de arbitragem espacial  $P_j - P_i \leq r_{ij}$ ; onde  $P_j$  representa o preço da mercadoria na região  $j$ ,  $P_i$  representa o preço da mercadoria na região  $i$ , e  $r_{ij}$  representa os custos de transação existentes entre as duas regiões.

<sup>3</sup> Entretanto, pode ser que a transmissão de preços não seja completa, e os principais motivos para isto são: excessivos custos de transação, políticas fronteiriças e políticas domésticas (DUTOIT; VILLAFUERTE; URRUTIA, 2009). Para maiores detalhes sobre os fatores que afetam a completa transmissão de preços, ver Conforti (2004).

<sup>4</sup> Segundo Goodwin e Piggott (2001), a arbitragem é o mecanismo em que os agentes transportam produtos entre regiões em resposta aos diferenciais de preço.

2. LPU forte, a qual pressupõe que o mercado seja contínuo e a condição de arbitragem seja garantida com liberdade, mantendo como uma igualdade ( $P_j - P_i = r_{ij}$ ).
3. A versão agregada, sendo mais conhecida como Paridade do Poder de Compra (PPC).

De acordo com Rosado (2006), a LPU forte é a mais utilizada e testada, e é um teste para integração perfeita. Para esta versão, a integração perfeita ocorre quando a transmissão de preços é igual a 1.

### 2.3 Evidências Empíricas da integração espacial do mercado de arroz

Alguns dos principais trabalhos que retrataram a integração espacial do mercado de arroz estão González-Rivera e Helfand (2001), Ghoshray (2008), Dutoit, Villafuerte e Urrutia (2009), Adami e Miranda (2011) e Capitani e Miranda (2012).

González-Rivera e Helfand (2001) tiveram por objetivo verificar a extensão, o padrão e o grau da integração do mercado de arroz de 19 estados do Brasil, utilizando o teste de cointegração de Johansen. Os autores concluíram que a distância física e as diferenças qualitativas de produtos são fatores que podem impedir um alto grau de integração.

Ghoshray (2008) visou analisar a dinâmica entre os preços de exportação de arroz da Tailândia e Vietnã no período de agosto de 1997 a novembro de 2006. O autor concluiu que, quando a natureza da assimetria foi capturada pelo modelo M-TAR, o padrão de ajuste à relação de equilíbrio de longo prazo é relativamente mais rápido quando o diferencial de preço está diminuindo do que aumentando.

Capitani e Miranda (2012) tiveram como objetivo principal analisar a integração entre os preços domésticos dentro do Mercosul, e destes com os preços determinantes no mercado internacional. Os principais resultados indicaram que existe uma relação de longo prazo entre as séries de preços de arroz analisadas, e, portanto, há evidências de que os mercados são integrados.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Dados e Variáveis

Este estudo utiliza duas séries temporais com observações mensais relativas aos preços de arroz dos Estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina, no período compreendido de agosto de 1994 a julho de 2011. Esse período estudado é devido o fato de compreender o advento da abertura comercial e a formação do Mercosul, no início dos anos 1990, que contribuiu para que o Brasil intensificasse as importações de arroz, sobretudo frente aos principais integrantes desse bloco regional nos anos seguintes e, além disso, também incluir as crises que o setor orizícola brasileiro atravessou ao longo da primeira década dos anos 2000.

Os dados básicos foram extraídos do site do IPEADATA referentes aos preços da cesta básica do arroz cotados em Porto Alegre e Florianópolis. Depois foram deflacionados, utilizando o IGP-DI, disponível neste site, onde teve que mudar o período base para Julho de 2011 (base 100). A amostra totalizou 204 observações.

As variáveis utilizadas neste trabalho estão descritas no quadro 1, a seguir. Destaca-se ainda que estas estão em logaritmo para as análises econométricas.

**Quadro 1 – Descrição das variáveis da pesquisa**

Variável	Descrição
Log (PARS)	Logaritmo do preço do arroz do Rio Grande do Sul
Log (PASC)	Logaritmo do preço do arroz de Santa Catarina

Fonte: Elaboração própria.

#### 3.2 Metodologia Econométrica

A metodologia econométrica empregada consistiu em teste de raiz unitária com quebra estrutural de Lanne *et al.* (2002), uma vez que há evidências econômicas<sup>5</sup> que permitem induzir a existência de quebra estrutural no período analisado; verificação da existência de uma raiz unitária sazonal ou não através do teste HEGY; teste de cointegração de Johansen com quebra estrutural; teste de causalidade de Granger; e modelo vetorial de correção de erros.

<sup>5</sup> As evidências econômicas estão descritas na seção dos resultados.

### 3.2.1 Teste de raiz unitária com quebra estrutural

O teste empregado no nosso estudo é o de Lanne *et al.* (2002). A idéia desse teste é que a raiz unitária primeiramente é estimada com uma parte determinística e, em um segundo momento, a parte determinística é subtraída das séries. Assim a forma geral é:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)\gamma + x_t \quad t=1,2,\dots, n \quad (3)$$

onde os vetores  $\theta$  e  $\gamma$  são parâmetros desconhecidos;  $x_t$  representa um termo de erro estocástico, que é gerado por um processo AR(p); e  $f_t(\theta)$  é a função de mudança de nível.

As funções de mudança podem ser<sup>6</sup>: com uma variável *dummy* simples com data de mudança (*shift dummy*); baseada em uma função de distribuição exponencial, que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no tempo  $T_B$  (*exponential shift*); pode ser vista como uma função racional no operador de defasagens aplicado a uma *dummy* de mudança (*rational shift*); e pode explicar uma mudança temporária de nível (*impulse dummy*).

Desta forma, o teste é baseado na estimação do termo determinístico pelo procedimento *generalized least-squares* (GLS) sob a hipótese nula de raiz unitária e depois subtraindo a tendência das séries originais. Em seguida, um teste ADF é realizado no ajuste das séries.

Além disso, Lütkepohl e Krätzig (2004) alertam para a data da mudança. Quando esta é conhecida, a ordem de defasagens do processo autorregressivo pode ser escolhida para o modelo em níveis com ajuda dos critérios de seleção de ordem. Se a data de quebra é desconhecida, recomenda-se escolher uma quantidade maior de defasagens no primeiro passo e depois escolher a data da quebra que minimiza a soma dos quadrados dos erros generalizada do modelo em primeiras diferenças para estimar os parâmetros da parte determinística.

<sup>6</sup> As fórmulas para as funções *shift dummy*, *exponential shift*, *rational shift* e *impulse dummy* são:  $f_t^{(1)} = d_{1t} = \begin{cases} 0, & t < T_B \\ 1, & t \geq T_B \end{cases}$ ;  $f_t^{(2)}(\theta) = \begin{cases} 0, & t < T_B \\ 1 - \exp\{-\theta(t - T_B + 1)\}, & t \geq T_B \end{cases}$ ;  $f_t^{(3)}(\theta) = \begin{bmatrix} \frac{d_{1,t}}{1 - \theta L} & \frac{d_{1,t-1}}{1 - \theta L} \end{bmatrix}$ ;  $f_t^{(4)}(\theta) = \begin{cases} 0, & t \neq T_B \\ 1, & t = T_B \end{cases}$ .

### 3.2.2 Teste HEGY

Será realizado um teste de raiz unitária sazonal, o teste HEGY, uma vez que a sazonalidade é muito comum em séries temporais mensais (WOOLDRIDGE, 2012). De acordo com Lütkepohl e Krätzig (2006), o teste HEGY para dados mensais é baseado no seguinte modelo<sup>7</sup>:

$$\Delta_{12}y_t = \pi_1 Z_{1,t-1} + \pi_2 Z_{2,t-1} + \pi_3 Z_{3,t-1} + \pi_4 Z_{3,t-2} + \pi_5 Z_{4,t-1} + \pi_6 Z_{4,t-2} + \pi_7 Z_{5,t-1} + \pi_8 Z_{5,t-2} + \pi_9 Z_{6,t-1} + \pi_{10} Z_{6,t-2} + \pi_{11} Z_{7,t-1} + \pi_{12} Z_{7,t-2} + \sum_{j=1}^p \alpha_j^* \Delta_{12}y_{t-j} + u_t \quad (4)$$

Conforme Lütkepohl e Krätzig (2006), o processo  $y_t$  tem uma raiz unitária regular (frequência nula) se  $\pi_1 = 0$  e tem uma raiz unitária sazonal se qualquer um da ordem  $\pi_i$  ( $i = 2, \dots, 12$ ) é zero. Para as raízes complexas conjugadas, é necessário que  $\pi_i = \pi_{i+1} = 0$  ( $i = 3, 5, 7, 9, 11$ ). A hipótese estatística pode ser testada por testes t e F:

$$H_0: t(\pi_1) = 0, \text{ etc}$$

$$\text{ou em termos de teste F,} \quad (5)$$

$$H_0: \pi_2 = \pi_3 = \dots = \pi_{12} = 0$$

### 3.2.3 Teste de cointegração de Johansen com quebra estrutural

O teste de cointegração, empregado aqui, “[...] consiste em modelar séries temporais como uma regressão de posto reduzido em que se calculam as estimativas de máxima verossimilhança do vetor cointegrante no modelo de correção de erros multivariado com erros gaussianos” (GADELHA, 2010, p. 803). Na literatura, estes testes são conhecidos como *estatísticas traço* porque é uma forma especial da estatística do teste. As distribuições das estatísticas do teste sob a hipótese nula dependem dos termos determinísticos. A hipótese nula é que há no máximo  $r^*$  relações de cointegração contra a hipótese alternativa de  $r > r^*$  relações de cointegração.

Há três casos possíveis para se estimar o modelo, adicionando *dummies* sazonais. O primeiro caso é o termo médio restrito e sem tendência linear, onde o termo determinístico tem a seguinte forma:

$$D_t = \mu_0 \text{ (+ dummies sazonais)} \quad (6)$$

e o processo gerador dos dados de  $y_t$  pode ser escrito como

$$\Delta y_t = \Pi^* \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ 1 \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (7)$$

<sup>7</sup> O teste HEGY é estimado pelos mínimos quadrados ordinários.

No segundo caso, é estimado o modelo com a presença da constante e com a tendência linear, tendo a seguinte forma:

$$D_t = \mu_0 + \mu_1 t \text{ (+ dummies sazonais)} \quad (8)$$

e o processo gerador dos dados de  $y_t$  pode ser escrito como

$$\Delta y_t = v + \Pi^+ \left[ \begin{matrix} y_{t-1} \\ t-1 \end{matrix} \right] + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (9)$$

No terceiro caso, é com a tendência ortogonal para as relações de cointegração. E o termo determinístico tem a mesma forma de (8). Entretanto, é suposto que existe um termo de tendência linear nas variáveis, mas não nas relações de cointegração, tanto que  $\Pi(y_{t-1} - \mu_0 - \mu_1(t-1)) = \Pi(y_{t-1} - \mu_0)$ . Neste caso, o modelo para  $y_t$  pode ser escrito como

$$\Delta y_t = v + \Pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (10)$$

No caso 1, somente quebras de nível são usadas, mesmo que as quebras de tendência sejam selecionadas. No caso 2, as quebras devem ocorrer na tendência e em níveis conjuntamente ou apenas em níveis. O caso 3, na prática, não é muito utilizado.

Caso seja verificada a cointegração entre as variáveis analisadas, estima-se o modelo vetorial de correção de erros (VECM), cuja equação está descrita em Lütkepohl e Krätzig (2005).

### 3.2.4 Teste de causalidade de Granger

Para testar a hipótese em estudo, será utilizado o teste de causalidade de Granger. A pressuposição deste teste é que as variáveis sejam estacionárias, e que não haja autocorrelação nos distúrbios de erro (GUJARATI, 2006). O teste envolve a estimação das seguintes regressões:

$$C_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i A_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j C_{t-j} + u_{1t} \quad (11)$$

$$A_t = \sum_{i=1}^n \gamma_i A_{t-i} + \sum_{j=1}^n \omega_j C_{t-j} + u_{2t} \quad (12)$$

No teste de Granger, existem quatro tipos de causalidade:

1. Uma causalidade unidirecional de A para C é indicada quando os coeficientes estimados do A defasado em (11) forem estatisticamente, em conjunto, diferentes de zero, (isto é,  $\sum \alpha_i \neq 0$ ) e o conjunto dos coeficientes estimados do C defasado em (12) não for diferente de zero;
2. Uma causalidade unidirecional de C para A, quando o conjunto dos coeficientes estimados do A defasado em (11) não é estatisticamente

diferente de zero, e o conjunto dos coeficientes defasados de C em (12) ser diferente de zero (isto é,  $\sum \omega_j \neq 0$ );

3. Uma causalidade bilateral ou simultânea é sugerida quando os conjuntos dos coeficientes de A e C forem estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões;
4. Há independência quando os conjuntos dos coeficientes de A e C não forem estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões.

A verificação das hipóteses nulas é feita por meio do teste F.

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

### 4.1 Análise dos resultados da Estatística Descritiva

Primeiramente, analisam-se os resultados da Estatística Descritiva. Como pode se ver na tabela 1, na média, os preços da cesta básica do arroz, cotados no Rio Grande do Sul, foram menores que os preços da cesta básica do arroz, cotados em Santa Catarina. Além disso, o preço mínimo do Estado do Rio Grande do Sul foi R\$ 1,32, enquanto o preço mínimo do Estado de Santa Catarina foi R\$ 1,49. Tais resultados parecem estar associados aos fatos do Estado do Rio Grande do Sul ser o maior produtor nacional, apresentando uma elevada produtividade, e possuindo uma carga tributária menor, quando comparada à do Estado de Santa Catarina. Entretanto, o valor máximo dos preços do estado gaúcho alcançou R\$ 3,91, enquanto dos preços do estado catarinense alcançou R\$ 3,71. E, com relação ao desvio padrão, o preço do Rio Grande do Sul foi menos disperso que o de Santa Catarina.

**Tabela 1 – Resultados da Estatística Descritiva**

Estatística Descritiva	PARS	PASC
Média	2,10	2,47
Mínimo	1,32	1,49
Máximo	3,91	3,71
Desvio padrão	0,41	0,50

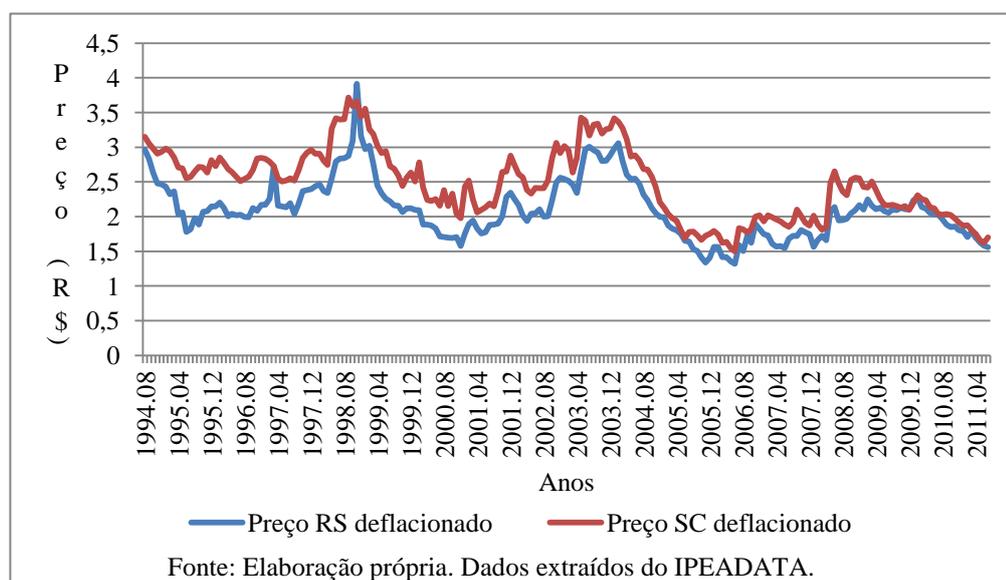
Fonte: Resultados da pesquisa.

O gráfico 1, a seguir, ilustra o comportamento dos preços mensais do arroz do Rio Grande do Sul e do arroz de Santa Catarina no período estudado, entre agosto de 1994 e julho de 2011. Segundo Fürstenau (1998), houve um excesso de produção na safra 1994/1995 que contribuiu para a queda dos preços no início de 1995. Isso foi uma consequência da implantação do Plano Real, no ano de 1994 e, também, da existência de importantes estoques de grãos nas mãos do Governo, provocando, desse modo, uma oferta maior do que a demanda. Entretanto, ainda em 1995, os preços começaram a se elevar.

Além disso, em 2000, “os preços recebidos pelos produtores, atacadistas e varejistas diminuíram ao longo do período” (PLANETA ARROZ, 2000). A partir de 2004, ocorre outra queda nos preços internos do arroz, que segundo Ferreira *et al.* (2007), entre os fatores que explicam essa queda dos preços do arroz estão a constante entrada de arroz importado, principalmente, Uruguaio e Argentino, no país e a influência da produção gaúcha. E, também, pelo fato de que “a atividade orizícola enfrentou uma grave crise conjuntural em 2005, decorrente do aumento da produção nacional, dos elevados estoques de passagem e das importações do produto, o que levou a uma queda acentuada de preços no período, chegando a um dos níveis mais baixos desde a década de 70” (VIANA; SOUZA, 2007, p. 279).

Ademais, percebe-se que as séries temporais apresentam um comportamento comum ao longo do período analisado, o que sugere que pode haver cointegração.

**Gráfico 1 – Comportamento dos preços mensais do arroz do Rio Grande do Sul e Santa Catarina-1994.8 até 2011.7**



## 4.2 Análise dos resultados econométricos

**Tabela 2 – Resultados do teste Dickey-Fuller Aumentado**

Séries de preços	Componentes incluídos	Resultados do teste ADF
<b>Em nível</b>		
Log(PASC)	Intercepto e Tendência	-2,52*
Log(PARS)	Intercepto e Tendência	-2,64*
<b>Em primeiras diferenças</b>		
Log(PASC)	Intercepto e Tendência	-11,32**
Log(PARS)	Intercepto e Tendência	-14,59**

Nota: Valores críticos em Gujarati (2006). \* Não significativo nos três níveis de significância; \*\* significativo nos três níveis de significância.

O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) foi realizado primeiro para o ajustamento das séries. De acordo com a tabela 2, as séries temporais de preços estudadas, em nível, foram não estacionárias em tendência nos três níveis de significância. E, em primeiras diferenças, houve provas empíricas da existência de estacionariedade em tendência para ambas as variáveis, considerando os níveis de significância de 1%, 5% e 10%. Portanto, pode-se concluir que as variáveis são I(1).

Para verificar se há quebra estrutural nas séries temporais de preços do arroz, realizou-se o teste de raiz unitária com quebra estrutural de Lanne *et al.* (2002). A tabela 3, a seguir, aponta que, para as funções *shift dummy* e *impulse dummy*, as variáveis são integradas de ordem 1. A tabela também retrata que, para ambas as funções e variáveis, as defasagens foram iguais<sup>8</sup>.

Como a função *impulse dummy* é mais apropriada que a *shift dummy* para o presente caso, em virtude de que o gráfico 1 se assemelha mais com um gráfico daquela primeira função, as datas de quebras escolhidas são agosto de 2000 e novembro de 1998. Em relação à primeira quebra, isto se explica pelo fato de que os preços dos principais agentes da cadeia orizícola diminuíram ao longo do ano de 2000. Por outro lado, para novembro de 1998, não há uma justificativa econômica, embora uma inspeção visual no gráfico 1 sugira haver uma quebra estrutural na segunda metade do ano de 1998.

<sup>8</sup> Defasagens escolhidas de acordo com o critério de Akaike.

**Tabela 3 – Resultados do teste de raiz unitária com quebra estrutural**

Variável	Modelo	Defasagens	Data de Quebra	Tipo de Mudança	Estatística do Teste	Resultado
Log (PASC)	C, T	2	2008 M5	Shift dummy	-1,9892	–
$\Delta$ Log (PASC)	C, T	1	2008 M5	Shift dummy	-4,6429	I(1)
Log (PASC)	C, T	2	2000 M8	Impulse dummy	-2,1176	–
$\Delta$ Log (PASC)	C, T	1	2000 M8	Impulse dummy	-7,9086	I(1)
Log (PARS)	C, T	0	1997 M3	Shift dummy	-1,8943	–
$\Delta$ Log (PARS)	C, T	0	1997 M3	Shift dummy	-8,2184	I(1)
Log (PARS)	C, T	0	1998 M11	Impulse dummy	-2,0452	–
$\Delta$ Log (PARS)	C, T	0	1998 M11	Impulse dummy	-8,1723	I(1)

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Nota: valores críticos do teste de Lanne *et al.* (2002) com constante e tendência:

i) 1% : -3,55 ; ii) 5% : -3,03 ; iii) 10% : -2,76.

A tabela 4 mostra os resultados do teste HEGY, o qual permite verificar se tem uma raiz unitária sazonal ou não. Para a variável Log (PASC), em nível, não se rejeita a hipótese de raiz unitária regular ( $\pi_1 = 0$ ) nos três níveis de significância. Por outro lado, a hipótese de raiz unitária sazonal ( $\pi_2 = 0$ ) foi rejeitada nos três níveis de significância. Assim, em nível, há evidências estatísticas que a variável Log (PASC) seja não estacionária em tendência.

No tocante à variável Log (PARS), em nível, os resultados apontaram que a hipótese de raiz unitária regular ( $\pi_1 = 0$ ) não foi rejeitada nos níveis de significância de 1%, 5% e 10%. A hipótese de raiz unitária sazonal ( $\pi_2 = 0$ ) foi rejeitada para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%. Portanto, em nível, há evidências empíricas de que a variável Log (PARS) seja não estacionária em tendência. Vale salientar que estes resultados são semelhantes com os do teste Dickey-Fuller Aumentado.

**Tabela 4 – Resultados do teste HEGY**

	Log (PASC)	Log (PARS)
t ( $\pi_1$ )	2,0282*	1,7552*
t ( $\pi_2$ )	-3,6836**	-2,9296**
t ( $\pi_3$ )	-3,7860	-3,2179
t ( $\pi_4$ )	-1,5276	-1,9756
t ( $\pi_5$ )	-6,6849	-4,3902
t ( $\pi_6$ )	-6,6844	-4,9741
t ( $\pi_7$ )	0,8664	0,6884
t ( $\pi_8$ )	-3,1202	-2,8721
t ( $\pi_9$ )	-6,4640	-5,1978
t ( $\pi_{10}$ )	-5,7260	-4,5129
t ( $\pi_{11}$ )	0,1497	-0,5120
t ( $\pi_{12}$ )	-3,8518	-3,0763
AR (1)	-1,4063	1,0366
AR (2)	1,6693	0,8950
t (constante)	3,4783	3,6412
t (tendência)	-2,7582	-2,3878
F1-12	19,0157	13,5478
F2-12	18,2972	12,118
Defasagens	2	2

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Valores críticos de Franses e Hobjn (1997) citados no *Jmulti*:

t ( $\pi_1$ ) = -3,93 a 1%; -3,37 a 5%; -3,09 a 10%.

t ( $\pi_2$ ) = -2,54 a 1%; -1,94 a 5%; -1,59 a 10%.

F1-12 = 2,36 a 1%; 1,88 a 5%; 1,66 a 10%.

F2-12 = 2,75 a 1%; 2,30 a 5%; 2,07 a 10%.

OBS.: Defasagens escolhidas com base no critério de seleção de Akaike.

\*Não estatisticamente significativo nos três níveis de significância;

\*\*estatisticamente significativo nos três níveis de significância.

A tabela 5, a seguir, mostra os resultados do teste de causalidade de Granger, cujo intuito é verificar se o Estado do Rio Grande do Sul influencia na formação de preços do Estado de Santa Catarina, uma vez que aquele é o maior produtor nacional. Observa-se que Santa Catarina é o estado formador de preços, devido por um lado, a rejeição da hipótese nula de que os preços do arroz do Estado de Santa Catarina não causam os preços do Estado do Rio Grande do Sul (valor-p menor que 0,05) e, por outro

lado, a não rejeição da hipótese nula de que os preços do Rio Grande do Sul não causam os preços de Santa Catarina (valor-p maior que 0,05).

**Tabela 5 – Resultados do Teste de Causalidade de Granger**

Hipótese Nula	Defasagens	Obs.	Estatística F	Valor-p
$\Delta\text{Log (PASC) não causa Granger } \Delta\text{Log (PARS)}$	2	202	15,1047	7,90E-07
$\Delta\text{Log (PARS) não causa Granger } \Delta\text{Log (PASC)}$	2	202	8,27E-02	0,92063

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para verificar se há existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços do arroz dos estados estudados, foram estimados os modelos de cointegração de Johansen, apenas com quebras em níveis e com quebras em níveis e tendência conjuntamente, incluindo as quebras sugeridas (agosto de 2000, para o caso do logaritmo do preço do arroz do Estado de Santa Catarina e, novembro de 1998, para o caso do arroz do Rio Grande do Sul). Como os dois modelos apresentaram provas empíricas da existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis analisadas e as mesmas defasagens ótimas<sup>9</sup>, optou-se por escolher o modelo com quebras em níveis e tendência conjuntamente, cujos resultados estão ilustrados na tabela 6 a seguir.

Ademais, a existência de uma relação de longo prazo (ou cointegração) permite afirmar que os mercados de arroz estudados são espacialmente integrados.

**Tabela 6 – Resultados do teste de cointegração de Johansen com quebra estrutural com intercepto e tendência**

Hipótese Nula	Estatística Traço	valor-p	90%	95%	99%
$r = 0$	68,39	0,0001	42	45,34	52,06
$r \leq 1$	13,77	0,4639	20,91	23,49	28,05

Fonte: Resultados da pesquisa.

Como houve cointegração, estimou-se o modelo vetorial de correção de erros. O modelo VEC, que está representado na tabela 7, foi estimado com a inclusão da tendência e de 11 *dummies* sazonais, uma vez que estas tornam-se necessárias à

<sup>9</sup> Ambos os modelos apresentaram 1 como defasagem ótima, de acordo com os critérios (AIC), (HQC) e (SC).

contabilização das quebras sugeridas, e bem como das quedas de preços ocorridas nos anos de 1995, 2004 e 2005.

A estimativa da elasticidade de curto prazo foi igual a  $-0,111^{10}$ , ou seja, estima-se que, em média, se os preços do arroz do Estado de Santa Catarina aumentarem em 1%, os preços do arroz do Estado do Rio Grande do Sul aumentarão imediatamente em 0,11% (relação inelástica). Para a elasticidade de longo prazo, que é medida através da relação de cointegração estimada, estima-se que, em média, se os preços do arroz do Estado de Santa Catarina aumentarem permanentemente em 1%, em torno de sua tendência, os preços do arroz do Estado do Rio Grande do Sul aumentarão em 1,094%, em torno de sua tendência, após 12 meses. Portanto, pode-se dizer que há uma relação elástica entre os preços analisados no longo prazo e que os mercados são perfeitamente integrados e, assim, a Lei do Preço Único é válida.

**Tabela 7 – Resultados do modelo vetorial de correção de erros**

Coeficientes de Curto Prazo		
$\Delta(\text{Log}(\text{PARS}(t-1)))$	$\Delta(\text{Log}(\text{PASC}(t-1)))$	
-0,338	-0,111	
(0,058)*	(0,059)**	
Relação de Cointegração Estimada		
$\text{Log}(\text{PARS}(t-1))$	$\text{Log}(\text{PASC}(t-1))$	Tendência(t-1)
1	-1,094	1)
(0,000)*	(0,048)*	-0,001
		(0,000)*

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os valores que estão entre parênteses correspondem aos desvios-padrão dos coeficientes.

\*Estatisticamente significativo a 5%. \*\*Estatisticamente significativo a 10%.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo visou analisar a integração espacial do mercado de arroz entre os Estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina no período de 1994 a 2011, uma vez que, com a intensificação da abertura econômica e a formação do Mercosul, a partir dos

<sup>10</sup> Os valores negativos do coeficiente de PASC se referem à equação de cointegração normalizada, de modo que o valor da estimativa do coeficiente PARS assumiu valor igual a um, pois se trata da variável endógena do sistema, enquanto PASC é considerada exógena. Logo, a análise das estimativas dos coeficientes de PASC deve ser feita com o sinal invertido.

anos 1990, a cadeia orizícola nacional ampliou o volume de importações de arroz, e vem encontrando dificuldades para realizar o escoamento da produção, gerando excessos de oferta.

Entre os resultados econométricos, estão as quebras estruturais encontradas. No teste de raiz unitária de Lanne et al. (2002), as quebras estruturais foram novembro de 1998, para o caso do preço do arroz do Estado do Rio Grande do Sul, e agosto de 2000, para o caso do Estado de Santa Catarina. Esta última já era esperada, uma vez que, neste ano, os preços dos principais agentes de comercialização do arroz diminuíram.

Para verificar se houve cointegração, estimou-se o teste de cointegração de Johansen com quebra estrutural. Esse método mostrou a presença de cointegração, ou relação de longo prazo entre o par de preço ao longo do período analisado. Com isso, os mercados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina foram espacialmente integrados.

Ademais, como houve cointegração, estimou-se o modelo vetorial de correção de erros. Este apontou que, no curto prazo, há uma relação inelástica entre os preços do arroz dos estados analisados. Entretanto, no longo prazo, existe uma relação elástica entre os preços deste cereal, o que permite concluir que os mercados são perfeitamente integrados e que a Lei do Preço Único é válida.

Assim, outros estudos serão realizados a fim de aprofundarem a questão da integração espacial (transmissão de preços) do mercado de arroz, sobretudo do Brasil em relação à Argentina, Uruguai e Paraguai, principalmente com a inclusão de custos de transação.

## 6 REFERÊNCIAS

ADAMI, A. C. O.; MIRANDA, S. H. G. Transmissão de preços e cointegração no mercado brasileiro de arroz. **Revista de Economia e Sociologia Rural** (Impresso), v. 49, p. 55-80, 2011.

BARRETT, C. B. Market analysis methods: are our enriched toolkits well-suited to enlivened markets? **American Journal of Agricultural Economics**, v. 78, n.3, p. 825-829, Aug. 1996.

BAULCH, B. Transfer costs, spatial arbitrage, and testing for food market integration. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 79, n. 1, p. 477-487, 1997.

CAPITANI, D. H. D.; MIRANDA, S. H. G. Integração Econômica e causalidade entre preços de arroz no Mercosul. In: 50º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural. Vitória. **Anais...** Vitória, 2012. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/?op=paginas&tipo=pagina&secao=7&pagina=33>>. Acesso em: 18 jul. 2013.

CONFORTI, P. Price transmission in selected agricultural markets. In: Food and Agriculture Organization of the United Nations – FAO. **FAO commodity and trade policy research**. Roma: FAO, 2004 (Working Paper n. 7).

COSTA, S. M. A. L.; FERREIRA FILHO, J. B. S. Liberação comercial no Brasil e integração nos mercados de commodities agrícolas: os mercados de algodão, milho e arroz. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 38, n.2, 2000.

DUTOIT, L.; VILLAFUERTE, K. H.; URRUTIA, C. Price transmission in Latin American maize and rice markets. In: **4<sup>th</sup> GARNET Annual Conference**, 2009, Roma. Disponível em: <[http://s3.amazonaws.com/zanran\\_storage/decon.edu.uy/ContentPages/47312153.pdf](http://s3.amazonaws.com/zanran_storage/decon.edu.uy/ContentPages/47312153.pdf)>. Acesso em: 20 Fev. 2013.

FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. **Spatial price analysis: a methodological review**. North Carolina: Department of Agricultural and Resource Economics, North Carolina State University, 2000. (Mimeogr.).

FEDERICO, G. Market integration and market efficiency: the case of 19th century Italy. **Exploration in Economic History**, v. 44, p. 293-316, 2007.

FERREIRA, M. N. C.; FILGUEIRAS, G. C.; SANTANA, A. C. Mercado e dinâmica espacial da cadeia produtiva do arroz na Região Norte – estudos setoriais, 3. **Banco da Amazônia**, 2007. 60 p. Disponível em: <[http://siteantigo.bancoamazonia.com.br/bancoamazonia2/includes%5Cinstitucional%5Carquivos%5Cbiblioteca%5Cestudossetoriais%5Cestudos\\_setoriais\\_3.pdf](http://siteantigo.bancoamazonia.com.br/bancoamazonia2/includes%5Cinstitucional%5Carquivos%5Cbiblioteca%5Cestudossetoriais%5Cestudos_setoriais_3.pdf)>. Acesso em: Set. 2012.

FÜRSTENAU, V. Ano real e os preços agrícolas. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 26, n. 3, p. 37-46, 1998. Disponível em: <<http://revistas.fee.tche.br/index.php/indicadores/article/download/1566/1935>>. Acesso em: 14 Ago. 2013.

GADELHA, S. R. B. Política Fiscal Anticíclica, Crise Financeira Internacional e Crescimento Econômico no Brasil. **Revista de Economia Política** (Impresso), v. 31, p. 794-812, 2011. Disponível em: <[http://www.ime.unicamp.br/sinape/sites/default/files/paper\\_G-Y\\_conident-REP.pdf](http://www.ime.unicamp.br/sinape/sites/default/files/paper_G-Y_conident-REP.pdf)>. Acesso em: Abril 2013.

GHOSHAY, A. Asymmetric adjustment of rice export prices: the case of Thailand and Vietnam. **International Journal of Applied Economics**, 2008, v. 5, n. 2, p. 80-91. Disponível em: <[http://www2.southeastern.edu/orgs/ijae/index\\_files/IJAE%20SEPT%202008%20GHOSHAY%20IJAEFinalA%2010-24-08.pdf](http://www2.southeastern.edu/orgs/ijae/index_files/IJAE%20SEPT%202008%20GHOSHAY%20IJAEFinalA%2010-24-08.pdf)>. Acesso em: Fev. 2013.

GONZÁLEZ-RIVERA, G. HELFAND, S. M. The extent, pattern, and degree of market integration: a multivariate approach for the Brazilian rice market. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 3, p. 576-592, 2001.

GOODWIN, B.K.; PIGGOTT, N.E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 2, p.302-317, May 2001.

GOODWIN, B. K.; SCHROEDER, T. C. Cointegration tests and spatial price linkages in regional cattle markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 73, n.2, p. 452-464, 1991.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 4. Ed. Rio de Janeiro: Campus, 2006.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Levantamento Sistemático da Produção Agrícola**: pesquisa mensal de previsão e acompanhamento das safras agrícolas no ano civil, Rio de Janeiro, v. 27, n.1 p. 1-85, jan. 2014. Disponível em: <[ftp://ftp.ibge.gov.br/Producao\\_Agricola/Levantamento\\_Sistemático\\_da\\_Producao\\_Agricola\\_\[mensal\]/Fasciculo/lspa\\_201401.pdf](ftp://ftp.ibge.gov.br/Producao_Agricola/Levantamento_Sistemático_da_Producao_Agricola_[mensal]/Fasciculo/lspa_201401.pdf)>. Acesso em: Fev. 2014.

LANNE, M.; LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. Comparison of unit roots tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, v. 23, n. 6, p. 667-685, 2002.

LOANO, H. D.; MARI, F. M. Testing market integration in regional onion markets of Pakistan: application of Error Correction Model in the presence of stationarity. **International Research Journal of Finance and Economics**, issue 1, p. 89-97, 2006.

LOPES, L. M.; VASCONCELLOS, M. A. de S. **Manual de Macroeconomia**: nível básico e nível intermediário. 3. ed.-3. reimpr. São Paulo: Atlas, 2010, 512 p.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied Time Series Econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 323 p. 2004.

\_\_\_\_\_. **VECM Analysis in Jmulti**. 2005. Disponível em: <<http://www.jmulti.de/download/help/vecm.pdf>>. Acesso em: 16 Set. 2013.

\_\_\_\_\_. **Initial Analysis in Jmulti**. 2006. Disponível em: <<http://www.jmulti.de/download/help/initanal.pdf>>. Acesso em: 14 Set. 2013.

MATTOS, Leonardo Bornacki de. **Efeitos de custos de transação sobre a integração espacial de mercados regionais de carne de frango no Brasil**. 2008. 162 p. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais.

MEYER, J. Measuring market integration in the presence of transaction costs – a threshold vector error correction approach. **Agricultural Economics**, v. 31, p. 327-334, 2004.

PLANETA ARROZ. **Com quem fica a riqueza do arroz:** supermercado, indústria e produtor repartem o grão. 2000. Disponível em: <[http://www.planetaarroz.com.br/site/noticias\\_detalhe.php?idNoticia=9199](http://www.planetaarroz.com.br/site/noticias_detalhe.php?idNoticia=9199)>. Acesso em: 15 Set. 2013.

ROSADO, P. L. **Integração especial entre os mercados brasileiros de suínos.** Viçosa, 2006. 117 p. Tese de doutorado (Pós-graduação em Economia Aplicada)–Universidade Federal de Viçosa.

SILVA, C.; SAITH, W. Integração espacial e transmissão de preços das cestas básicas entre as capitais da região sul do Brasil. **Revista Economia & Tecnologia**, v. 8, n.1, p. 87-96, Jan/Mar 2012.

VIANA, J. G. A.; SOUZA, R. S. Comportamento dos preços históricos do arroz no Rio Grande do Sul de 1973 a 2005. **Revista Ceres**, v. 54, p. 278-290, 2007. Disponível em: <<http://www.redalyc.org/pdf/3052/305226813002.pdf>>. Acesso em: Fev. 2013.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria:** uma abordagem moderna. São Paulo: Cengage Learning, trad. 4ª.Edição, 2012.