

POLÍTICA DE GARANTIA DE PREÇOS PARA O ARROZ EM CASCA DO RIO GRANDE DO SUL: CURTO OU LONGO PRAZO?

ANDRÉIA CRISTINA DE OLIVEIRA ADAMI; GERALDO SANTANA DE CAMARGO BARROS; MIRIAN RUMENOS PIEDADE BACCHI.

ESALQ/USP, PIRACICABA, SP, BRASIL.

adami@esalq.usp.br

APRESENTAÇÃO ORAL

POLÍTICAS SETORIAIS E MACROECONÔMICAS

Política de garantia de preços para o arroz em casca do Rio Grande do Sul: curto ou longo prazo?

Grupo de Pesquisa: 5 - Políticas Setoriais e Macroeconômicas

Resumo

O objetivo do presente trabalho foi analisar as relações de curto e longo prazo entre os preços do arroz em casca ao produtor do Rio Grande do Sul e a política de garantia de preços do Governo Federal.

A análise compreendeu o período de janeiro de 1996 a dezembro de 2006, quando o Governo adotou novos instrumentos de garantia de preços na tentativa de garantir o preço mínimo ao produtor e estimular a formação de estoques por parte da iniciativa privada.

Foram realizados testes de raiz unitária através da metodologia proposta por Dickey-Fuller, o teste de causalidade de Granger e co-integração segundo a metodologia de Engle-Granger (1987).

Os resultados indicam que os preços de mercado e preço mínimo são não co-integrados e que o sentido da causalidade é de preço mínimo para preço ao produtor. Isso sugere que o governo não tem como estratégia acompanhar os ciclos de mercado da cultura, mas sim, assegurar um piso de rentabilidade ao setor, o que, aliás, nem sempre tem conseguido.

Palavras-chaves: Arroz, preço mínimo, opções agrícolas.

Abstract

The objective of this study was to analyze the short and long run relationships between the farm prices of paddy in Rio Grande do Sul and minimum price set by the Federal Government.

The analysis extended from January 1996 to December 2006, when the government implemented the new price guarantee instruments to assure minimum prices to farmers and stimulate private inventory formation.

Unit root tests were carried out through the Dickey-Fuller methodology, as well as the Granger's causality test and co-integration test according to Engle-Granger methodology.

Results indicate that market and minimum price are not co-integrated and that the causality direction goes from the minimum price to the farm price. This suggests that the government does not aim to follow the market price cycles, but rather to fix a minimum profitability to farmers, what not always has been obtained.

Key Words: Paddy, minimum price, put option.

1. INTRODUÇÃO

Em anos de oferta elevada os produtores de arroz e suas associações pressionam o Governo para que assegure um preço mínimo ao mercado. Nos últimos anos o Governo Federal adotou vários instrumentos de estabilização de preços na tentativa de assegurar o preço mínimo anunciado. O Estado do Rio Grande do Sul foi o principal beneficiado por essas políticas devido ser o maior produtor nacional.

Uma análise de longo prazo para avaliar a relação entre os preços de mercado e preço mínimo é importante para avaliar o andamento da política, pois, o principal objetivo da Política de Garantia de Preços (PGPM) é garantir a sustentação dos preços de mercado ao nível do preço mínimo anunciado.

As mudanças ocorridas na PGPM, a partir de meados dos anos 1990, devem-se a tentativa do Governo de deixar de ser o principal agente na comercialização do arroz em casca. A atuação do Governo, até então, caracterizou-se por adotar uma política agrícola ativa (Rezende, 2002).

A hipótese a ser testada é que as mudanças ocorridas na estrutura da PGPM e atuação do Governo ocorreram no sentido de adotar uma política passiva, ou seja, a política de fixação dos preços mínimos não deve determinar ("causar") os preços ao produtor. Neste caso, o papel do preço mínimo não é influenciar os preços de mercado, mas sim, garantir um nível de preços minimamente remunerador ao produtor, atuando como apoio à comercialização em anos de oferta elevada.

2. Políticas de sustentação de preços para o arroz do Rio Grande do Sul

Dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA, 2007) mostram que a região Sul do país é a principal produtora de arroz, tendo como principais estados produtores Rio Grande do Sul e Santa Catarina. Aproximadamente 47% da produção nacional em 2005 foi cultivada no Rio Grande do Sul e, os Estados: Rio Grande

do Sul (RS) e Santa Catarina (SC) são responsáveis por mais de 50% da produção nacional de arroz. Essa região tem a cultura do arroz como uma das principais atividades agrícolas.

Tabela 1 - Arroz em casca – produção (em mil toneladas) e área plantada (em mil hectares), principais Estados produtores - 1990 a 2006

Ano	Maiores Estados Produtores									
	Rio Grande do Sul		Mato Grosso		Santa Catarina		Maranhão		Brasil	
	Produção	Área plantada	Produção	Área plantada	Produção	Área plantada	Produção	Área plantada	Produção	Área plantada
1990	3.194,4	751,0	420,7	376,0	567,7	152,2	464,8	690,4	7.967,9	4.180,0
1991	3.809,5	830,0	465,8	320,0	597,1	147,6	970,3	770,0	9.997,2	4.232,8
1992	4.569,8	875,0	850,7	555,0	689,1	152,0	400,9	730,0	10.103,1	4.614,4
1993	4.965,2	960,0	587,6	505,1	598,4	152,0	632,3	600,0	9.903,0	4.385,3
1994	4.230,7	975,0	812,4	505,0	667,0	153,5	1.035,6	630,0	10.523,4	4.391,2
1995	5.038,1	975,0	762,3	400,0	708,4	153,5	951,6	661,5	11.238,0	4.267,9
1996	4.356,6	828,8	721,8	432,0	531,0	153,5	555,0	661,5	10.037,9	3.863,6
1997	4.083,5	779,1	694,9	337,0	576,5	155,0	559,2	621,8	9.524,5	3.494,4
1998	3.591,9	849,2	776,5	428,0	634,8	142,6	381,0	434,9	8.462,9	3.249,0
1999	5.630,1	985,1	1.727,3	730,0	758,8	127,0	646,1	443,6	11.582,2	3.845,2
2000	4.981,0	942,2	1.851,5	675,3	799,0	134,0	727,4	478,2	11.423,1	3.677,6
2001	5.256,3	940,3	1.151,8	459,2	892,7	136,7	623,7	459,1	10.386,0	3.248,6
2002	5.486,3	985,0	1.192,4	440,3	922,9	140,8	628,7	480,0	10.626,1	3.219,6

2003	4.697,1	960,4	1.255,6	444,7	1.034,6	145,0	689,1	497,8	10.367,1	3.186,1
2004	6.301,7	1.039,2	1.932,2	675,6	999,8	150,8	720,1	517,7	12.829,4	3.654,4
2005	6.205,2	1.049,6	2.043,2	776,9	1.049,9	154,4	718,0	535,8	13.227,5	3.916,3
2006*	6.729,6	1.018,1	738,8	287,5	1.099,1	155,9	708,9	506,3	11.579,0	2.996,2

Fonte: Brasil (2007), CONAB (2007).

* Dados preliminares - CONAB FEV/07.

Os dados da Tabela 1 mostram que, em 2006, os Estados do RS, SC e Mato Grosso foram responsáveis por cerca de 74% da produção de arroz no Brasil.

No RS produz-se o arroz longo fino irrigado com uma produtividade média de 6.600kg/ha. No Brasil 80% do arroz produzido é da classe longo fino e os 20% restantes da classe longo. O arroz irrigado é produzido sob o sistema de irrigação e demanda grandes volumes de água.

O RS ao longo dos anos melhorou muito a produtividade da cultura do arroz. Em 1990 a produtividade média estava em torno de 4.200kg/ha e, em 2006, chegou a

6.600kg/ha. Esse aumento de produtividade deve-se ao desenvolvimento das tecnologias avançadas na produção do arroz de várzea devido à relevância da cultura para o Estado.

A comercialização de arroz no RS é muito dependente das políticas adotadas pelo Governo. A principal ferramenta de intervenção adotada pelo Governo é a Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM). Através da PGPM o Governo fixa um preço mínimo para o mercado.

Dos anos 1960 até meados dos anos 1990 a política de preços agrícolas consistiu na formação de estoques por parte do Governo que visava retirar o excesso de oferta em anos de safra abundante e reduzir o estoque em anos de escassez de produção. Os instrumentos de intervenção governamental nesse período eram as Aquisições do Governo Federal (AGF) e os Empréstimos do Governo Federal (EGF).

Com a intensificação da abertura comercial e o agravamento da restrição fiscal, em meados dos anos 1990, o Governo passou a adotar novos instrumentos de sustentação de preços de forma a apoiar a formação de estoques por parte da iniciativa privada.

Com o intuito de tornar a PGPM mais eficiente, o governo adotou, a partir de 1996 e, no plano-safra 1996/97 dois novos instrumentos de garantia de preços ao produtor que são respectivamente: o Prêmio de Escoamento de Produto (PEP) e os Contratos de Opções de Venda, no qual o governo é o único lançador das opções.

Em dezembro de 2004 o governo instituiu através da lei 11.076, os contratos de Prêmio de Risco para Aquisição de Produto Agropecuário oriundo de Contrato Privado de Opção de Venda (PROP). Nesses contratos o governo leiloa para indústrias e/ou cooperativas um prêmio, chamado prêmio de risco, para quem assumir o compromisso de lançar para o produtor rural os contratos de opção de venda.

O PEPRO, Prêmio Equalizador ao Produtor, foi publicado no diário oficial da União em 21/06/2006, é uma subvenção econômica concedida ao produtor rural e/ou sua cooperativa que se disponha a vender seu produto pela diferença entre o valor de referência estabelecido pelo Governo e o valor do Prêmio Equalizador arrematado em leilão.

Com esses novos programas, o Governo não precisa ter disponível o recurso para adquirir e manter em estoque parte da produção da safra, mas, apenas para subsidiar a diferença de preços. Assim, as operações do Governo, por saca de produto, por exemplo, ficam mais baratas. Essa mudança visou melhorar o relacionamento dentro da cadeia produtiva entre indústrias, cooperativas e produtores; reduzir o grau de intervenção governamental e seu custo financeiro. A reformulação da PGPM visou incentivar a formação de estoques por parte dos operadores privados e garantir o preço mínimo ao produtor rural.

Os preços do arroz em casca têm sofrido significativas variações em função das oscilações na oferta do produto. Do Quadro 1 constam as médias anuais dos preços de mercado da saca de 50 kg de arroz em casca irrigado ao atacado/produtor no Rio Grande do Sul, o preço mínimo anual vigente e a relação preço de mercado/preço mínimo dos últimos anos para o mercado.

Ano	Preço mercado R\$/saca 50kg	Preço mínimo R\$/saca 50kg	Preço mercado/preço mínimo
1995	9,86	10,02	0,98
1996	11,47	10,02	1,15
1997	12,88	10,53	1,22
1998	16,04	10,53	1,52
1999	15,52	10,53	1,47
2000	12,21	10,92	1,12
2001	15,72	10,92	1,44
2002	20,04	10,92	1,84
2003	32,39	14,00	2,31
2004	31,51	20,00	1,57
2005	20,08	20,00	1,00
2006	19,42	22,00	0,88

Quadro 1 - Médias anuais dos preços nominais de mercado para o Rio Grande do Sul, preço mínimo nominal anual e relação preço de mercado/preço mínimo

Fonte: 1) Preço mínimo CONAB (2005b).
 2) Preço de mercado IRGA (2007).

Os anos de 2005 e 2006 foram difíceis para a comercialização do arroz no RS com preços de mercado abaixo do preço mínimo. Nesse período os produtores e suas cooperativas pressionaram o Governo para garantir o apoio à comercialização, através do preço mínimo.

A Tabela 2 resume as operações com a política de apoio à comercialização de arroz no Brasil a partir da adoção dos novos instrumentos de sustentação de preços.

Tabela 2 - Apoio do Governo à Comercialização – Ano Safra
Em mil toneladas

Item	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04	2004/05	2005/06
Vendas PEP									
- Ofertado	-	-	-	-	-	-	-	-	480,0
- Vendido	-	-	-	-	-	-	-	-	459,8
AGF Direta	161,3	424,8	630,6	268,6	60,0	-	-	571,4	307,7
PROP									
- Ofertado	-	-	-	-	-	-	-	700,1	548,0
- Vendido	-	-	-	-	-	-	-	327,6	238,9
OPÇÕES									
- Ofertado	-	920,5	836,9	-	1.374,3	-	-	350,0	-
- Vendido	-	518,9	833,7	-	611,5	-	-	350,0	-
- Exercido	-	411,4	764,8	-	4,4	-	-	350,0	-
- Repasse / Recompra	-	-	-	-	-	-	-	-	-
- Ofertado	-	-	-	-	343,1	-	-	-	-
- Vendido	-	-	-	-	221,9	-	-	-	-
Total Apoio	161,3	943,7	1.464,3	268,6	671,5	-	-	1.249,0	1.006,4
Produção	8.462,9	11.582,2	11.423,1	10.386,0	10.626,1	10.367,1	12.829,4	13.227,5	11.579,2

Participação %	1,9	8,1	12,8	2,6	6,3	-	-	9,4	8,7
----------------	-----	-----	------	-----	-----	---	---	-----	-----

Fonte: MAPA (2007).

Até 1989 a estocagem de arroz no Rio Grande do Sul recebeu forte estímulo da PGPM via EGF que, era fortemente subsidiado. A partir dos anos 1990 a redução do papel da PGPM passou a viabilizar a estocagem privada nesse estado. Segundo Rezende (2002), devido o arroz gaúcho ter maior participação de mercado, era a partir do preço mínimo que se formavam os preços nas regiões consumidoras.

A partir da safra 2004/05 o Governo passa a utilizar, além dos contratos de opção de venda públicos, os contratos privados (PROP) e, em 2006, pela primeira vez o PEP. O PROP e o PEP - diferentemente dos Contratos públicos que, podem tornar-se uma AGF - são instrumentos de incentivo à armazenagem privada com o governo atuando apenas através de subvenção econômica na diferença entre os preços de referência (preço mínimo e preço de exercício) e os preços de mercado.

As mudanças ocorridas na estrutura da PGPM e atuação do Governo ocorreram no sentido de adotar uma política passiva. Neste caso, o papel do preço mínimo não é influenciar os preços de mercado, mas sim, garantir um nível de preços minimamente

remunerador ao produtor, atuando como apoio à comercialização em anos de oferta elevada.

3. Procedimentos

Dados

As séries de dados utilizadas foram: série de preços da saca de 50 quilos para o arroz em casca irrigado para o produtor do Rio Grande do Sul - divulgada pelo Instituto Rio Grandense do Arroz (IRGA, 2007) - e a série de preços mínimos fornecida pela CONAB. Todos os dados foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) da Fundação Getúlio Vargas (FGV) a preços de dezembro de 2006. São 132 observações para cada série, com as variáveis em logaritmo, referente a dados mensais a partir de janeiro de 1996.

Teste de Raiz Unitária

O procedimento utilizado para avaliar relações de longo prazo entre as variáveis fundamenta-se nos testes de co-integração. Para proceder ao teste de co-integração é necessário que as variáveis sejam não estacionárias e integradas de mesma ordem. Dessa forma, é necessário que sejam realizados testes de raiz unitária nos dados.

Aplicou-se o teste de raiz unitária utilizando-se a metodologia de Dickey-Fuller Aumentado - Dickey & Fuller (1979), Dickey & Fuller (1981), Fuller (1976) - para avaliar a ordem de integração das séries.

O processo gerador das séries de tempo é estacionário se suas características não se alteram com o tempo. Assim, um processo y_t será estacionário se possuir média e variância constantes ao longo do tempo e a covariância entre os valores da série depender

apenas da distância de tempo que separa os dois valores e não dos tempos reais em que as variáveis são observadas. Temos, então, das equações (1), (2) e (3) que:

$$E(y_t) = \mu \quad \text{Média Constante} \quad (1)$$

$$Var(y_t) = \sigma^2 \quad \text{Variância constante} \quad (2)$$

$$Cov(y_t, y_{t+s}) = Cov(y_t, y_{t-s}) \quad \text{Covariância depende de s e não de t} \quad (3)$$

Nos processos estocásticos estacionários os choques são necessariamente temporários. Assim, seus efeitos se dissipam rapidamente ao longo do tempo. A estacionariedade das variáveis consideradas deve ser previamente verificada, a fim de que as séries relacionadas no modelo estejam corretamente especificadas e evitando que a relação entre as variáveis possua um comportamento espúrio.

O teste de hipótese realizado para testar a estacionariedade da série foi baseado nas distribuições que constam de Dickey & Fuller (1979), Dickey & Fuller (1981), Fuller (1976) e Enders (2004). O teste de raiz unitária tem por objetivo averiguar a estacionariedade das séries temporais. Caso a variável não seja estacionária, de forma geral, diferenciando-a certo número de vezes, ela tornar-se-á estacionária. O número de vezes que a série deve ser diferenciada é a ordem de integração dessa variável.

Baseando-se no procedimento proposto por Enders (2004) para testar a presença de raiz unitária, toma-se a equação (4) e descreve-se os passos necessários para o teste:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Passo 1: como mostra-se na figura 1, inicia-se ajustando o modelo menos restritivo (geralmente incluindo tendência e constante), utilizando a estatística τ_γ para testar a hipótese nula $\gamma = 0$. Testes de raiz unitária têm baixo poder para rejeitar a hipótese nula. Assim, se a hipótese nula de uma raiz unitária é rejeitada, não há necessidade de prosseguir. Conclui-se que a sequência de $\{y_t\}$ não contém raiz unitária.

Passo 2: se a hipótese nula não é rejeitada, é necessário determinar se foram incluídos regressores determinísticos a mais no passo 1 acima. Testa-se a significância da variável tendência sob a nulidade da raiz unitária (utiliza-se a estatística $\tau_{\beta\tau}$ para testar a significância de a_2). Deve-se tentar confirmar este resultado testando a hipótese $a_2 = \gamma = 0$ usando a estatística Φ_3 . Se a tendência não for significativa, segue-se para o passo 3. Caso contrário, se a tendência for significativa, é preciso testar novamente a presença de raiz unitária ($\gamma = 0$) usando a distribuição normal padronizada. Depois disso, se for concluído que a tendência foi indevidamente incluída na equação estimada, a distribuição limite de a_2 é a normal padronizada. Se a nulidade da raiz unitária é rejeitada, conclui-se que $\{y_t\}$ não contém uma raiz unitária. Se a hipótese nula não for rejeitada, conclui-se que $\{y_t\}$ tem uma raiz unitária.

Passo 3: estima-se a equação (4) sem o termo tendência. Testa-se para a presença de raiz unitária usando a estatística τ_μ . Se a hipótese nula for rejeitada, conclui-se que o modelo não contém uma raiz unitária. Se a hipótese nula de uma raiz unitária não for rejeitada, verifica-se a significância da constante (usa-se a estatística $\tau_{\alpha\mu}$ para testar a significância de a_0 , dado $\gamma = 0$). A confirmação adicional deste resultado pode ser obtida testando a hipótese $a_0 = \gamma = 0$ usando a estatística Φ_1 . Se a constante não é significativa, estima-se uma equação na forma

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad \text{e procede-se ao passo 4. Se a constante é}$$

significativa, testa-se a presença de raiz unitária, usando a distribuição normal. Se a hipótese nula de existência de raiz unitária é rejeitada, conclui-se que a seqüência de $\{y_t\}$ não contém raiz unitária. Caso contrário, conclui-se que a seqüência $\{y_t\}$ contém uma raiz unitária.

Passo 4: estima-se a equação (4) sem tendência e sem constante, ou seja, estima-se um modelo na forma: $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$. Usa-se a estatística τ para testar a presença de raiz unitária. Se a hipótese nula de existência de raiz unitária for rejeitada, conclui-se que a seqüência $\{y_t\}$ não tem raiz unitária. Caso contrário, a seqüência $\{y_t\}$ contém uma raiz unitária.

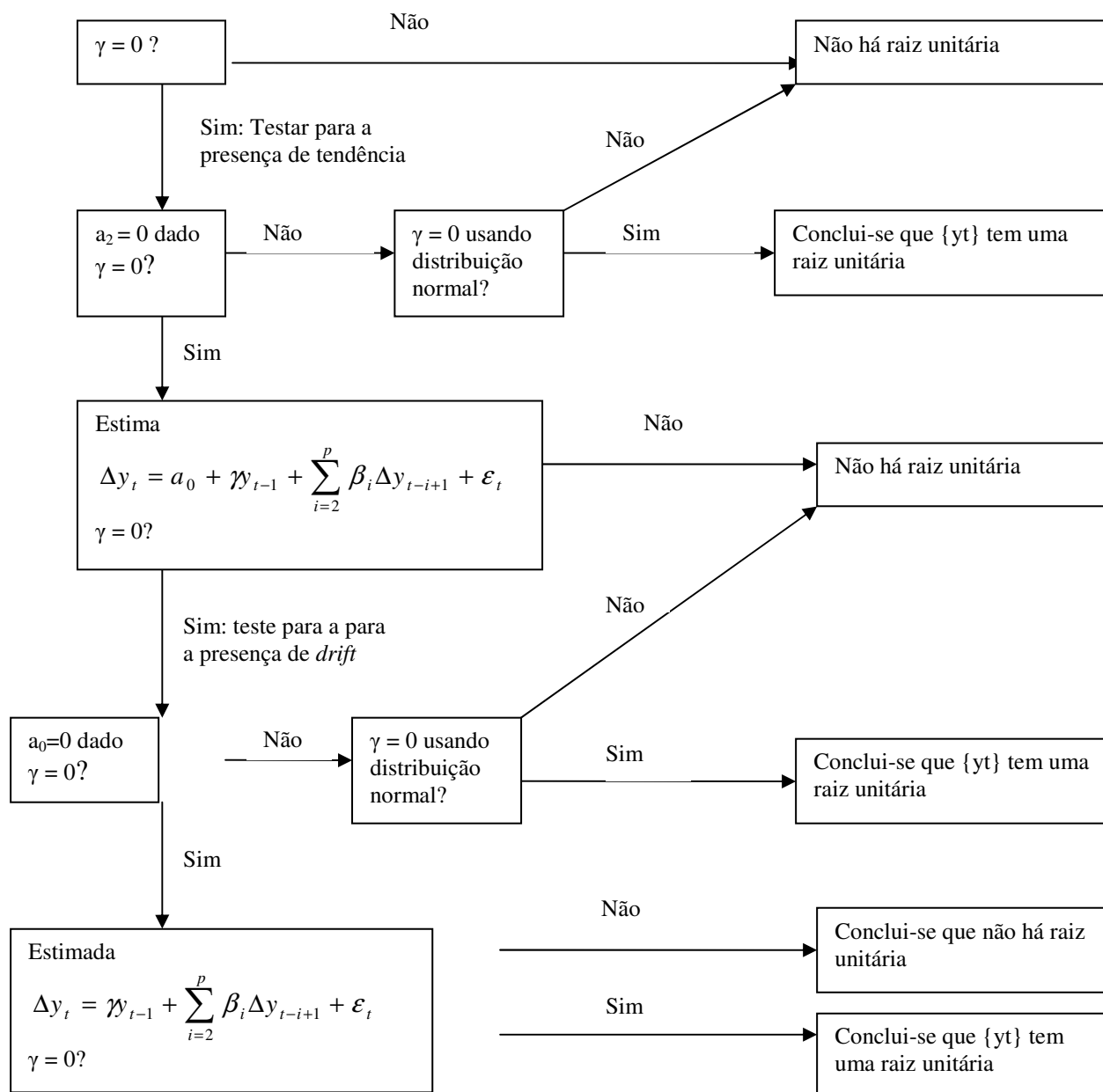


Figura 1 - Procedimentos para testar a existência de raiz unitária.
Fonte: adaptado de Enders (2004).

Pode-se notar que, o coeficiente de interesse para se testar a estacionariedade da série é γ ; se $\gamma=0$, a equação está inteiramente na primeira diferença de modo que há uma raiz unitária e se $\gamma < 1$ o processo é estacionário.

Caso suspeite-se de duas raízes unitárias, pode-se utilizar a extensão do teste que foi proposta por Dickey e Pantula (1987). Esse teste é aplicado nas diferenças sucessivas de y_t , ou seja, testa-se em $\Delta^2 y_t = a_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$ se $\beta_1 = 0$. Neste caso, testa-se 2 raízes contra uma raiz unitária.

Se $\beta_1 = 0$, a série y_t é integrada de ordem 2 – I(2), ou seja, torna-se estacionária tomando-se 2 diferenças. As estatísticas utilizadas são: $\tau, \tau_\mu e \tau_\tau$ dependendo dos elementos deterministas incluídos na regressão.

Se $\beta_1 < 0$, pode-se testar uma raiz contra estacionariedade através da seguinte equação:

$\Delta^2 y_t = a_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \varepsilon_t$. Neste caso, $H_0: \beta_2 = 0$ dado que $\beta_1 < 0$ contra $\beta_2 < 0$ e $\beta_1 < 0$.

Já p refere-se à ordem do processo autoregressivo que descreve o comportamento da série temporal. Para se determinar o número de defasagens (p), alguns critérios como de Akaike (*Akaike Information Criterion – AIC*) e Schwarz (*Schwartz Bayesian Criterion – SBC*), verificação das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial e o Teste Q de L-Jung e Box (1978) podem ser utilizados.

Se as variáveis são integradas de mesma ordem, pode-se testar a existência de co-integração entre elas.

Modelo para testar Co-integração

Para proceder ao teste de co-integração utilizou-se a metodologia proposta por Engle-Granger (1987). No teste de co-integração de Engle-Granger é necessário assumir uma variável como dependente para estimar a relação de longo prazo entre as variáveis.

O teste de co-integração é aplicado quando se deseja determinar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Para duas variáveis Y e X a relação que define o equilíbrio de longo prazo é dada por:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + e_t \quad (1)$$

O teste de co-integração é aplicado no resíduo:

$$e_t = \alpha e_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Testa-se em:

$$\Delta \hat{e}_t = \varphi \hat{e}_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$H_0: \varphi = 0$

$H_1: \varphi < 0$

com: $\varphi = \alpha - 1$.

Se os erros forem correlacionados ajusta-se a equação:

$$\Delta \hat{e}_t = \varphi \hat{e}_{t-1} + \sum_{j=1}^m \theta_j \Delta \hat{e}_{t-1} + u_t$$

Se a hipótese de raiz unitária for rejeitada conclui-se que os preços são co-integrados. Nesse caso se há uma relação de longo prazo entre os preços de mercado ao produtor e preço mínimo.

Causalidade

Para duas séries de tempo X_t e Y_t , o teste de causalidade de Granger assume que a informação relevante para a predição das respectivas variáveis X e Y está contida apenas nas séries de tempo sobre essas duas variáveis. Portanto, uma série de tempo estacionária X causa outra série estacionária Y se melhores predições estatisticamente significantes de Y podem ser obtidas ao incluirmos valores defasados de X aos valores defasados de Y . Assim, o teste envolve estimar as seguintes regressões dadas pelas equações (4) e (5):

$$X_t = \sum a_i Y_{t-i} + \sum b_i X_{t-i} + u_{1t} \quad (4)$$

$$Y_t = \sum c_i Y_{t-i} + \sum d_i X_{t-i} + u_{2t} \quad (5)$$

onde u_{it} são os ruídos que assume-se não-correlacionados.

Pode-se distinguir quatro casos diferentes de causalidade de Granger:

- 1) Causalidade unilateral de Y para X : quando os coeficientes estimados em (52) para a variável defasada Y são conjuntamente diferentes de zero ($\sum a_i \neq 0$) e quando o conjunto de coeficientes estimados em (53) para a variável X não forem estatisticamente diferentes de zero ($\sum d_i = 0$);
- 2) Causalidade unilateral de X para Y : quando o conjunto dos defasados para a variável Y na equação (52) não for estatisticamente diferente de zero ($\sum a_i = 0$) e o conjunto de coeficientes defasados para a variável X em (53) for estatisticamente diferente de zero ($\sum d_i \neq 0$);
- 3) Bicausalidade ou simultaneidade: quando os conjuntos de coeficientes defasados de X e Y forem estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões;
- 4) Independência: quando, em ambas as regressões, os conjuntos de coeficientes defasados de X e Y não forem estatisticamente diferentes de zero.

Para o caso de variáveis $I(1)$, o teste de causalidade deve ser feito com os dados na primeira diferença.

Todas as análises foram realizadas utilizando-se o programa Regression Analysis Time Series (RATS). O manual do programa pode ser encontrado em Enders (1996).

4. Resultados

A primeira parte do trabalho consistiu da análise dos valores deflacionados dos preços do arroz em casca ao produtor do Rio Grande do Sul e do preço mínimo vigente para esse Estado.

Observa-se da Figura 2 que os preços mínimos (PM), em termos reais, permaneceram sempre abaixo dos preços de mercado (PA) com exceção dos anos 2005 e 2006. Nesse período o Governo só intensificou a ajuda ao mercado através do uso dos instrumentos da PGPM quando os preços de mercado se aproximaram de limites muito baixos, provavelmente comprometendo a rentabilidade do setor. Nos demais anos, o Governo mantém uma política passiva deixando o mercado flutuar desde que os preços não caíam em demasia. Em 2006, porém, essa estratégia parece ter falhado: o apoio, através do PEP, PROP e AGF chegou a representar 12,7% da produção do arroz gaúcho (CONAB, 2007), mas, mesmo assim não foi suficiente para conter os preços acima do mínimo fixado. Em geral isso acontece porque ou os recursos não foram suficientes e/ou não foram utilizados em tempo hábil.

Nas últimas duas safras, mesmo intensificando o apoio ao RS, o Governo não conseguiu estabilizar os preços de mercado, em termos reais, ao nível do preço mínimo estipulado.

Preço ao produtor, Preço Mínimo e Apoio Governo

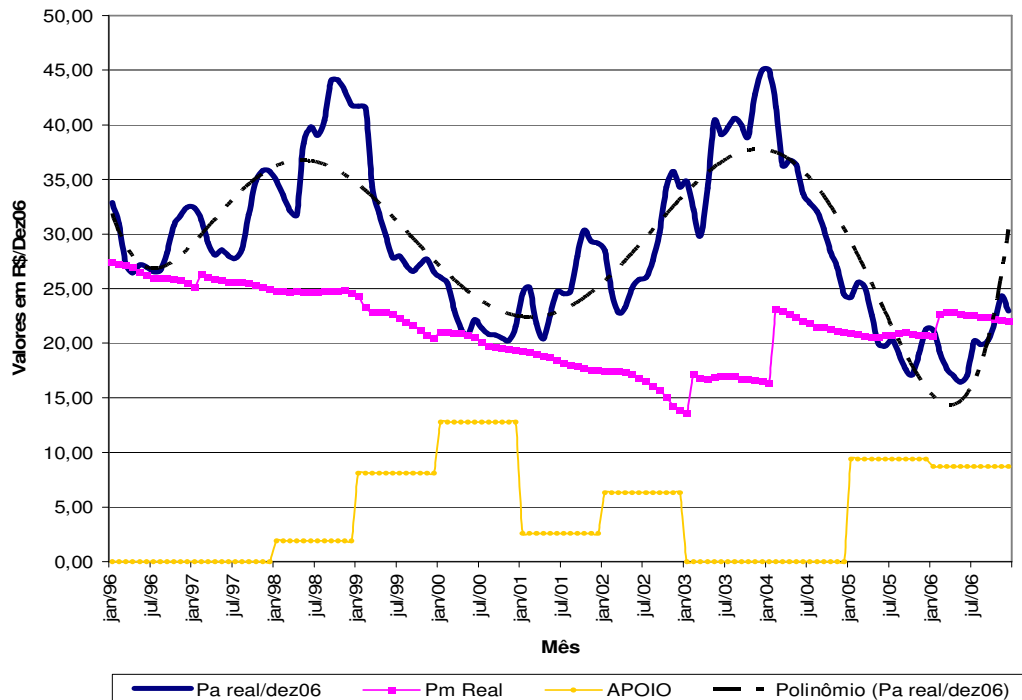


Figura 2 – Preços ao produtor (PA), Preços mínimos (PM) – valores em reais de dez/06 – Apoio do Governo em % da produção (informações referentes a jan/96 até dez/97 não disponíveis).

Para analisar a estacionariedade da série utilizou-se o teste Dickey-Fuller Aumentado. O número de defasagens (p) foi determinado pelos critérios AIC e SBC e pela análise da função auto-correlação e auto-correlação parcial. Para os preços do arroz em casca os testes indicaram um modelo com quatro defasagens e o nível de significância do teste Q foi superior a 22%. Para preço mínimo trabalhou-se com uma defasagem e o nível de significância do teste Q foi superior a 33%.

Na primeira etapa do teste seqüencial ajustou-se o seguinte modelo para o preço do arroz em casca (y_t):

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^4 \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

O resultado do teste para um modelo incluindo constante e tendência consta da Tabela 3:

Tabela 3 - Modelo com constante e com tendência

	a_0	a_2	γ
Valor estimado	0,184679	-0,000191	-0,051729
Estatística t	2.30934	-1.29328	-2.28516
Estatística τ_τ			-3,44
Estatística $\tau_{\beta\tau}$		2,79	
ϕ_3 estimado			2,7292

Fonte: Dados da pesquisa.

Obs: O nível de significância utilizado foi 5%. O valor tabela de ϕ_3 a 5% é 6,49.

Portanto, aceita-se a hipótese de que $\gamma = 0$ e $a_2 = 0$. A estatística conjunta ϕ_3 ao nível de 5% de significância corrobora o resultado, ou seja, $\gamma = 0$ e $a_2 = 0$. Procedeu-se então, ao teste do modelo sem tendência:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^4 \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

Tabela 4 - Modelo com constante

	a_0	γ
Valor estimado	0,135624	-0,040952
Estatística t	1,92116	-1,94041
Estatística τ_μ		-2,89
Estatística $\tau_{\alpha\mu}$	2,54	
ϕ_1 estimado		1,9018

Fonte: Dados da pesquisa.

Obs: O nível de significância utilizado foi 5%. O valor tabela de ϕ_1 a 5% é 4,71.

Os valores estimados mostram que não é possível rejeitar a hipótese de que $\gamma = 0$ e $a_0 = 0$. Procede-se ao teste do modelo sem constante e sem tendência:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^4 \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

Tabela 5 - Modelo sem constante e sem tendência

	γ
Valor estimado	-0,000512
Estatística t	-0,33228
Estatística τ	-1,95

Fonte: Dados da pesquisa.

Aceita-se a hipótese de que $\gamma = 0$. Trata-se, pois, de uma série não estacionária. Ajustou-se o modelo aplicando uma diferença na série de dados para verificar se a série de preços ao produtor é uma série I(1). O resultado do teste consta da tabela 6:

Tabela 6 – Modelo na primeira diferença

	γ
Valor estimado	-0,649956
Estatística t	-5,63548
Estatística τ	-1,95

Fonte: Dados da pesquisa.

Portanto, a série de preços do arroz irrigado é uma série I(1), ou seja, tornou-se estacionária após aplicar uma diferença.

O resultado do teste para preço mínimo (x_t) para um modelo incluindo constante e tendência consta da tabela 7:

$$\Delta X_t = a_0 + \gamma X_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t$$

Tabela 7 - Modelo com constante e com tendência

	a_0	a_2	γ
Valor estimado	0,105358	0,000026	-0,035694
Estatística t	1,31874	0,24253	-1,43597
Estatística τ_τ			-3,44
Estatística $\tau_{\beta\tau}$		2,79	
ϕ_3 estimado			1,7359

Fonte: Dados da pesquisa.

Obs: O nível de significância utilizado foi 5%. O valor tabelado de ϕ_3 a 5% é 6,49.

Portanto, aceita-se a hipótese de que $\gamma = 0$ e $a_2 = 0$. Assim, testa-se o modelo sem tendência:

$$\Delta X_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Tabela 8 - Modelo com constante

	a_0	γ
Valor estimado	0,116869	-0,038898
Estatística t	1,82521	-1,8542
Estatística τ_μ		-2,89
Estatística $\tau_{\alpha\mu}$	2,54	
ϕ_1 estimado		1,84

Fonte: Dados da pesquisa.

Obs: O nível de significância utilizado foi 5%. O valor tabela de ϕ_1 a 5% é 4,71.

Os valores estimados mostram que não é possível rejeitar a hipótese de que $\gamma = 0$ e $a_0 = 0$. Procede-se ao teste do modelo sem constante e sem tendência:

$$\Delta X_t = \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Tabela 9 - Modelo sem constante e sem tendência

	γ
Valor estimado	-0,000663
Estatística t	-0,58524
Estatística τ	-1,95

Fonte: Dados da pesquisa.

Acéita-se à hipótese de que $\gamma=0$. A série de preço mínimo é não estacionária.

Ajustou-se o modelo aplicando uma diferença na série de dados para verificar se preço mínimo é uma série I(1). O resultado do teste consta da tabela 10:

Tabela 10 – Modelo na primeira diferença

	γ
Valor estimado	-1,010594
Estatística t	-11,48021
Estatística τ	-1,95

Fonte: Dados da pesquisa.

Portanto, a série de preços do arroz irrigado é uma série I(1), ou seja, tornou-se estacionária após aplicar uma diferença.

Aplicou-se o teste de co-integração de Engle-Granger (1987) na relação de equilíbrio de longo prazo entre preços mínimos e preços de mercado. Foram consideradas duas equações de equilíbrio de longo prazo: uma tendo como variável dependente o preço de mercado e outra com o preço mínimo como variável dependente. Em ambos os casos não foi possível rejeitar a hipótese de raiz unitária, o que implica que preço mínimo e preço de mercado não se encontram co-integrados.

Outro objetivo do trabalho foi testar a seguinte hipótese: os preços de mercado não são influenciados pelos preços mínimos, ou seja, a PGPM é uma política passiva. Neste caso, utilizou-se o teste de causalidade de Granger para testar causalidade unidirecional. O resultado do teste de causalidade rejeitou a hipótese de que os preços de mercado influenciam os preços mínimos. Porém, indicaram a um nível de significância de 5% que os preços de mercado são influenciados pelos preços mínimos. Este resultado indica que, embora a PGPM não tenha um caráter passivo, a influência dos preços mínimos sobre os preços de mercado pode estar ocorrendo no curto prazo.

Tabela 11 – Teste de co-integração

	Variável dependente	
	Preço de mercado	Preço Mínimo
Coefficiente estimado	-1,010594	-0,039331
Estatística t	-1,9517	-1,75945
Valor Crítico a 5%*	-3,37	-3,37

Fonte: Dados da pesquisa.

* Os valores críticos para o teste de co-integração constam de Engle-Yoo (1987).

O resultado dos testes mostrou que ambas as séries são I(1), mas, não co-integradas. Portanto, não existe uma relação de longo prazo entre preço de mercado ao produtor e preço mínimo, o que indica que, no longo prazo, o preço mínimo não segue o preço de mercado e o contrário também não ocorre. Dessa forma, conclui-se que os formuladores de política não se influenciam pelo comportamento cíclico do preço de mercado, mas, atêm-se apenas ao nível mínimo de referência, que procuram assegurar.

No curto prazo, porém, há um efeito da política sobre os preços de mercado. Rejeitou-se a hipótese de que a PGPM, para o RS, é uma política passiva. Ao contrário, verificou-se que os preços mínimos influenciam os preços de mercado do arroz em casca, ou seja, trata-se de uma política ativa: em anos de oferta elevada, por exemplo, o preço mínimo serve como um piso ao mercado, assegurando aos produtores ao menos uma parte dos custos de produção. Nessas ocasiões verifica-se atuação mais acentuada pela CONAB através de seus instrumentos de opções e AGF. Tudo isso se passa sem que as tendências de mercado sejam afetadas. Devido ao Estado do Rio Grande do Sul ser o maior produtor de arroz do país, suas associações têm maior poder de negociação e pressionam o Governo em anos de oferta elevada. Porém, a atuação do Governo tem sido no sentido de estimular o armazenamento privado e subsidiar apenas uma parcela do preço e não garantir o preço mínimo através de compras diretas.

Mesmo com a forte atuação do Governo no mercado gaúcho, nos últimos dois anos o Governo não conseguiu assegurar a sustentação dos preços de mercado ao nível do preço mínimo o que ocorre devido o produto ser muito sensível às variações de oferta.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA). **Comercialização**. Disponível em: <<http://www.agricultura.org.br>>. Acesso em: 25 fev. 2007.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. **Indicadores agropecuários**. Disponível em: <<http://conab.gov.br>>. Acesso em: 23. fev. 2007.

DIKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimador for auto-regressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Boston, v. 74, n. 366, p. 427-431, June, 1979.

DIKEY, D.A.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Menasha, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, July 1981.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley& Sons, 2004, 2ª ed., 466 p.

ENDERS, W. **RATS Handbook for econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1996. 204 p.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction representation, estimation and testing. **Econometrica**, Illinois, v. 52, n.2, p. 251-276, 1987.

FULLER, W.A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley & Sons, 1976. 424 p.

GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, Menasha, v. 37, n. 3, p. 424-438, Aug. 1969.

INSTITUTO RIO GRANDENSE DO ARROZ (IRGA). **Dados safra**. Disponível em: <<http://www.irga.rs.gov.br>>. Acesso em: 13 fev. 2007.

REZENDE, G.C. **A política de preços mínimos e o desenvolvimento agrícola da região Centro-oeste**. Rio de Janeiro: IPEA, abr. 2002. 32 p. (Texto para Discussão, 870).