

Análise da margem de comercialização do arroz gaúcho no mercado de São Paulo, após o Plano Real*

Vancelei Zanin**

Mestre e doutorando em Economia
Aplicada na Escola Superior
de Agricultura Luiz de Queiroz da
Universidade de São Paulo (ESALQ-USP),
Pesquisador em Economia da Fundação
de Economia e Estatística (FEE)
Professora do Departamento de Economia
da ESALQ-USP

Mirian Rumenos Piedade Bacchi***

Resumo

Neste artigo, examinam-se os fatores que afetaram a margem de comercialização do arroz produzido no Rio Grande do Sul (principal produtor nacional) e consumido na Cidade de São Paulo (maior centro consumidor), após o Plano Real. Para tanto, estimou-se um modelo econométrico utilizando a metodologia de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (VEC), com identificação pelo processo de Sims/Bernanke. Os resultados mostraram que as variáveis representativas dos custos de comercialização impactaram, positivamente, a margem, assim como a variável *proxy* do custo agrícola, indicando, conforme o modelo teórico apresentado, que as variações de preços do arroz partiram, predominantemente, do segmento varejista. Adicionalmente, observou-se que as mudanças da margem são explicadas sobretudo pelos choques de demanda (preço ao varejo) e de oferta (preço ao produtor), em detrimento dos choques de custos dos insumos de comercialização e dos insumos agrícolas.

* Artigo recebido em jul. 2013 e aceito para publicação em out. 2015.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons
Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisão de língua portuguesa: Breno Camargo Serafini

** E-mail: vancelei@fee.tche.br

*** E-mail: mrpbacch@esalq.usp.br

Palavras-chave

Arroz; margem de comercialização; custos de comercialização

Abstract

In this article, we examine the factors that affected the marketing margin of the rice produced in the State of Rio Grande do Sul (the main national producer) and consumed in the city of São Paulo (the biggest consuming center) in the post-Real Plan period. For this purpose, we estimated an econometric model by using the Auto-Regression Model with Vector Error Correction (VEC), with identification by the Sims/Bernanke procedure. The results show that the variables representing the marketing costs have positively affected both the margin and the proxy representing the agricultural cost, indicating, according to the theoretical model presented, that the changes in the rice price originated predominantly in the retail segment. Additionally, we observed that changes in the marketing margin are explained mainly by the demand shocks (retail price) and the supply shocks (producer price) as opposed to the cost shocks of the marketing and agricultural inputs.

Keywords

Rice; marketing margin; marketing cost

Classificação JEL: Q13; Q12; C32

1 Introdução

O arroz tem importante papel econômico e social ao redor do globo, sendo cultivado e consumido em todos os continentes. Dado seu balanceamento nutricional e sua versatilidade de adaptação a diferentes condições de solo e clima, é considerado a espécie com maior potencial para o combate à fome no mundo (EMBRAPA, 2005).

Em 2011, a produção mundial de arroz beneficiado, segundo dados do Departamento Norte-Americano de Agricultura (USDA, 2011), foi de cerca de 450 milhões de toneladas. Verifica-se expressiva concentração da produção (90%) e do consumo (86%) na Ásia, com destaque para a China e a

Índia, que respondem, conjuntamente, por metade da produção e do consumo mundial do cereal. Cabe salientar que o Brasil, nono maior produtor e décimo maior consumidor mundial, é o principal mercado fora do continente asiático e responde, aproximadamente, por 2% da produção e do consumo global¹.

No Brasil, o cereal ocupa um lugar de destaque, não apenas em termos de produção agrícola, mas também no consumo das famílias, sobretudo para as classes de renda inferiores. Segundo dados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) do IBGE (2010), em 2008, a participação relativa do arroz no total de calorias ingeridas pela população das capitais estaduais variou de 8,5% no Amapá a quase 40% no Maranhão. Em São Paulo, estado mais populoso, esse percentual foi de 15%.

Dada a relevância econômica e social do arroz, a compreensão da formação de seu preço torna-se de grande interesse, tanto para os agentes diretamente envolvidos nesse mercado como para os formuladores de políticas. Assim, a análise da margem de comercialização, elo entre a produção agrícola e o consumo final, torna-se essencial. Para tanto, particular importância deve ser dada ao grau de competitividade e de intervenção do Governo em todos os segmentos do mercado.

Em relação à intervenção governamental, vê-se que esse é um fato recorrente na economia brasileira. Com o objetivo de controlar a inflação e garantir o abastecimento, diversos instrumentos como o tabelamento de preços foram utilizados, predominantemente, de meados da década de 70 ao início dos anos 90 do século passado². Nesse contexto, o comportamento das margens de comercialização para diferentes produtos foi alvo de vários trabalhos, podendo-se citar: Barros e Fiallos (1982), Marques (1986), Aguiar *et al.* (1994), Alves e Aguiar (1996) e Parre e Barros (1997). Mais especificamente sobre o arroz, destacam-se os trabalhos de Martines Filho (1988), Aguiar (1994), Aguiar e Barros (1995), Aguiar e Barros (1995a) e Aguiar (2004), que estudaram a margem de comercialização desse cereal. O presente trabalho difere desses, por abordar um novo período, utilizar os principais mercados e, além disso, considerar a possibilidade de cointegração entre as variáveis³. Justifica-se essa nova abordagem pelas diversas alterações institucionais que ocorreram na economia brasileira, nas últimas duas décadas. Pode-se citar o aprofundamento da abertura econômica veri-

¹ Participações calculadas para produção e consumo médio no período 2007-11 (USDA, 2011).

² Ver detalhes sobre os instrumentos de intervenção utilizados em Lopes (1980).

³ Aguiar (2004) testa a existência de cointegração entre as variáveis, mas para o período entre janeiro de 1987 e março de 1998, e seu mercado produtor e consumidor é Minas Gerais, de menor relevância no contexto nacional.

ficada de forma mais efetiva a partir dos anos 90, a criação do Mercado Comum do Sul (Mercosul) e a estabilização monetária obtida com o Plano Real, que resultaram na diminuição da intervenção governamental no setor agrícola. Esses fatos, associados à restrição fiscal e ao aumento da concorrência externa, atingiram, diretamente, o mercado orizícola (ADAMI, 2005; CAPITANI, 2009).

Além disso, fatores como: a manutenção de elevadas taxas de juros e a sobrevalorização cambial, principalmente entre julho de 1994 e janeiro de 1999; a subsequente introdução do regime de metas de inflação com o câmbio flutuante; e, mais recentemente, o aumento generalizado dos preços das *commodities* no período pré-crise financeira foram mudanças importantes que afetaram o setor em geral e o mercado de arroz em particular.

Essas mudanças materializaram-se em forte queda da área cultivada (33%), acompanhada de grande aumento da produção orizícola (80%) entre 1990 e 2011, resultado possível devido aos significativos ganhos de produtividade. Nesse contexto, o Rio Grande do Sul assume posição de destaque, visto que sua participação na produção brasileira, que era de 43% em 1990 passa para 65% em 2011 (IBGE, 2011). O Estado também é o principal beneficiador do produto agrícola, conforme mostra a pesquisa industrial anual (PIA) do IBGE (2010a), reforçando sua importância na oferta do cereal.

Observa-se ainda, ao longo das últimas duas décadas, o lento declínio do consumo *per capita* nacional, embora o consumo total venha crescendo, devido ao aumento da população (FAO, 2010). O Estado de São Paulo, o mais populoso do Brasil (em torno de 22% da população brasileira em 2010), é o principal consumidor nacional de arroz (IBGE, 2010)⁴, apesar de ter um consumo *per capita* médio cerca de 10% menor do que o nacional.

Diante desse conjunto de transformações ocorridas na economia brasileira e no setor orizícola, o objetivo deste trabalho é compreender quais são os determinantes da margem de comercialização do arroz do Rio Grande do Sul vendido para o mercado paulistano; especificamente, busca-se examinar os fatores que afetaram essa margem de comercialização no período posterior à estabilização da economia brasileira (1994-2011). Para tanto, estimou-se um modelo econométrico utilizando a metodologia de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (VEC), com identificação pelo processo de Sims/Bernanke, utilizando-se variáveis representativas de custos de comercialização, custo agrícola e preços ao produtor ao varejo como fatores explicativos da margem.

⁴ A utilização de dados da POF subestima o real consumo de São Paulo, pois a pesquisa não abrange as refeições fora do domicílio, perfil recorrente em grandes centros urbanos fortemente presentes nesse estado.

Além da **Introdução**, o estudo está dividido em mais cinco partes: o item dois apresenta o conceito de margem, seus limites e possibilidades; o terceiro item expõe o modelo teórico que embasa a pesquisa; o quarto descreve os procedimentos metodológicos realizados, além de expor as fontes de dados; no item cinco, são descritos os resultados, mostrando os fatores que mais impactaram a margem de comercialização do arroz gaúcho consumido em São Paulo; e, finalmente, no item seis, são tecidas as principais conclusões.

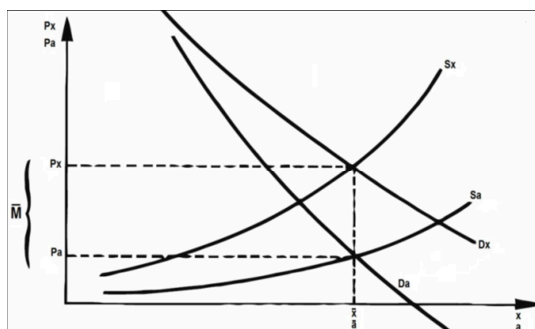
2 Referencial teórico

2.1 Conceito de margem de comercialização: limites e possibilidades

Junqueira e Canto (1971) apresentam o conceito de forma bastante operacional, definindo a margem de comercialização como sendo a diferença entre o preço pelo qual um intermediário (ou um conjunto deles) vende uma unidade de produto e o pagamento pela compra de quantidade equivalente para vender essa unidade. A equivalência faz-se necessária, para contabilizar perdas nos processos de armazenamento e transporte, além da existência de subprodutos. A Figura 1 ilustra esse cálculo. Considerando o mercado do produto final (x) e da matéria-prima (a), a margem é dada pela diferença de preços, no caso em equilíbrio, do produto final (P_x) e da matéria-prima (P_a).⁵

Figura 1

Equilíbrio no mercado de bem final e de matéria-prima



FONTE: Barros (2007, p. 22).

⁵ No exemplo, pressupõe-se que a produção de x necessite de proporções fixas dos insumos agrícolas e de comercialização.

Para o cômputo da margem, pode-se considerar em separado cada mercado intermediário (produtor, atacado, varejo), assim como apresentá-la na forma absoluta ou relativa. Neste trabalho, utiliza-se a margem total absoluta, que indica o preço, por unidade vendida, obtido pelo conjunto dos agentes que intermedeiam a comercialização do produto desde o nível produtor agrícola até o nível consumidor final.

A estimativa das margens, através dos preços do produto nos diferentes níveis de mercado, é uma tarefa relativamente fácil, o que a torna um conceito atraente para verificar a eficiência do setor de comercialização. Entretanto, antes de aplicar essa definição e utilizá-la como medida de eficiência, deve-se atentar para outros fatores que podem afetar as margens, dentre os quais, conforme Barros (2007), podem-se citar: (a) a estrutura de mercado do produto em questão: quanto maior o poder de mercado (oligopólio, monopólio), maior deve ser a margem de comercialização; (b) as características do produto: bens processados ou perecíveis tendem a apresentar maiores margens, por demandarem maiores cuidados na comercialização; (c) a intensidade e a frequência dos choques de oferta e demanda do produto e de seus insumos de produção e de comercialização; e (d) mudanças tecnológicas podem tanto reduzir quanto elevar as margens. O primeiro caso ocorre quando as mudanças reduzem os custos de comercialização (melhorias no armazenamento e nos transportes). Já o segundo, acontece quando são incorporados novos serviços ao produto agrícola (agregação de valor na cadeia do produto).

Dois outros pontos, relatados por Barros (2007) sobre a mensuração da margem de comercialização, merecem ser mencionados. O primeiro refere-se ao fato de que as margens são comumente calculadas em termos correntes, ou seja, a diferença de preços entre os níveis de mercado é efetuada sem considerar a defasagem entre a produção agrícola e a venda ao consumidor final. Embora isso seja uma limitação, Junqueira e Canto (1971, p. 17) concluem que “[...] muito provavelmente, as margens a preços correntes é que são as consideradas pelas agências de comercialização nas suas compras e vendas diárias”.

O segundo aspecto refere-se ao fato de que, em geral, se conhece, com muito mais precisão, o destino do produto agrícola do que sua procedência. Dessa forma, embora seja de fácil averiguação o preço no varejo, a dificuldade de obtenção do preço ao produtor impede uma mensuração mais fidedigna do real comportamento das margens. Aqui neste trabalho, esse problema é atenuado, devido à concentração da produção de arroz ser no Rio Grande do Sul.

Mesmo diante dessas limitações, muitos estudos ressaltam a importância da análise do comportamento das margens de comercialização, es-

pecialmente de sua dimensão em relação ao custo total ao varejo dos produtos agrícolas. Ademais, a compreensão de quais fatores (variáveis) explicam seu comportamento tem grande significância para os agentes envolvidos, direta ou indiretamente, nesse mercado.

2.2 Modelo de análise da margem de comercialização de produtos agrícolas⁶

O presente trabalho utilizará o modelo dinâmico de margem de comercialização proposto por Aguiar (1994), baseado em Heien (1980) e Barros (1990), para investigar a margem de comercialização do arroz. Esse modelo utiliza somente dois níveis de mercado, produtor e varejo, e admite duas formas de causalidade, quais sejam: causalidade produtor-varejo e causalidade varejo-produtor. Cabe ressaltar que o modelo descreve que os ajustes parciais, devidos a excesso de demanda, permitem a existência de desequilíbrio nos mercados, no curto prazo, e a utilização de *markup* como “preço-meta ou objetivo” por parte dos agentes de comercialização.

2.2.1 Modelo com causalidade produtor-varejo

Assume-se que as variações de preços iniciam no nível do produtor e são transmitidas ao varejo por ajustes parciais. Esses ajustes levam a um “preço-meta” que nada mais é que um *markup* sobre o custo. As equações apresentam as quantidades em letras maiúsculas; os preços, em letras minúsculas; e os parâmetros, em letras gregas.

Supõe-se que a demanda pelo produto final é linear em relação ao preço ao consumidor (varejo). Por sua vez, a oferta ao varejo é derivada de uma função de produção de proporções fixas (b_1 e b_2 são coeficientes técnicos):

$$V_t^d = \theta_0 + \theta_1 v_t \quad \theta_1 < 0 \quad (1)$$

$$V_t^s = \min\left\{\frac{P}{b_1}, \frac{Z}{b_2}\right\} \quad (2)$$

O custo total do mercado varejista no instante t é: $c_t = (b_1 p_t + b_2 z_t) V_t^s$, em que p_t e z_t são os preços correntes do produto agrícola e do agregado de insumos de mercado, respectivamente, sob retornos constantes à escala. O preço de equilíbrio ao varejo será aquele que se iguala ao custo marginal:

⁶ O modelo teórico aqui apresentado é baseado integralmente em Aguiar (1994, 2004), seguindo a mesma notação e ordem de apresentação.

$$v_t^* = b_1 p_t + b_2 z_t \quad (3)$$

O preço ao varejo modifica-se por ajustamentos parciais:

$$v_t - v_{t-1} = \alpha (v_t^* - v_{t-1}) \quad 0 < \alpha < 1 \quad (4)$$

Como em Barros (1990), a oferta em dado período é igual à demanda verificada no período anterior:

$$V_t^s = V_{t-1}^d \quad (5)$$

A oferta de produto agrícola é uma função linear do preço ao produtor no período anterior e do preço (exógeno) corrente de um agregado de insumos agrícolas (c_t):

$$P_t^s = \gamma_0 + \gamma_1 p_{t-1} + \gamma_2 c_t \quad \gamma_1 > 0 \text{ e } \gamma_2 < 0 \quad (6)$$

A demanda ao produtor é uma demanda derivada, obtida pela multiplicação da oferta ao varejo do mesmo período pelo fator de equivalência (coeficiente técnico):

$$P_t^d = b_1 V_t^s \quad (7)$$

O ajustamento do preço ao produtor dá-se por excesso de demanda:

$$p_t - p_{t-1} = \rho (P_t^d - P_t^s) \quad \rho > 0 \quad (8)$$

Fazendo manipulações algébricas a partir dessas equações estruturais, chega-se às equações reduzidas do preço ao produtor e ao varejo⁷. Sabe-se que a margem de comercialização é a diferença de preços (em quantidade equivalente) nos diferentes níveis de mercado, isto é, $m_t = v_t - b_1 p_t$. Fazendo as substituições necessárias, sua forma reduzida é:

$$m_t = (\alpha - 1)b_1 \rho (b_1 \theta_0 - \gamma_0) + [(\alpha - 1)\rho b_1^2 \theta_1 + (1 - \alpha)]v_{t-1} + b_1(\alpha - 1)(1 - \rho\gamma_1)p_{t-1} + (1 - \alpha)b_1 \rho \gamma_2 c_t + \alpha b_2 z_t \quad (9)$$

A equação (9) é a forma estimada por Aguiar (1994, 2004) para representar a margem de comercialização. Dados os sinais dos coeficientes e as pressuposições feitas nas equações básicas, tem-se que, em (9), o coeficiente do preço ao varejo defasado deve ser positivo; o coeficiente do preço ao produtor defasado deverá ser negativo se $\rho\gamma_1 < 1$, e positivo, caso contrário. O insumo de mercado deve ter coeficiente positivo, dados os sinais pressupostos dos componentes nas equações básicas. O coeficiente do insumo agrícola deve ser negativo, de forma que, quanto maior for o preço desse insumo, menor tende a ser a margem de comercialização.

⁷ Isolando a demanda ao produtor através das equações (7), (5) e (1), obtém-se sua equação na forma reduzida. Substituindo esse resultado e (6) em (8), pode-se isolar o preço ao produtor. A mesma lógica de substituição é aplicada ao preço ao varejo.

2.2.2 Modelo com causalidade varejo-produtor

Admite-se aqui que as variações de preço iniciam-se no varejo, por meio de excesso de demanda. Essa variação seria transmitida ao produtor por ajustes parciais até atingir um “preço-meta”, que seria o equilíbrio em competição perfeita. Supõe-se que o varejo opere com uma função de produção de proporções fixas (tipo Leontief):

$$V_t^s = \min\left\{\frac{P}{b_1}, \frac{Z}{b_2}\right\}$$

Supõe-se que a demanda pelo produto final é uma relação linear do preço ao varejo:

$$V_t^d = \theta_0 + \theta_1 v_t \quad \theta_1 < 0 \quad (10)$$

A oferta ao varejo é derivada da oferta agrícola, considerando um coeficiente técnico de produção, ou seja, um coeficiente fixo que transforme o produto *in natura* em apto ao consumo:

$$V_t^s = \frac{P_t^s}{b_1} \quad (11)$$

O ajustamento do preço ao varejo ocorre por excesso de demanda:

$$v_t - v_{t-1} = \rho (V_t^d - V_t^s) \quad \rho > 0 \quad (12)$$

A oferta de produto agrícola é igual ao submodelo anterior:

$$P_t^s = \gamma_0 + \gamma_1 p_{t-1} + \gamma_2 c_t \quad \gamma_1 > 0 \text{ e } \gamma_2 < 0 \quad (13)$$

O “preço-meta” ao produtor, por suposição, é dado pela igualdade entre o preço ao varejo e o seu custo marginal, isto é, aquele que ocorre no mercado varejista sob competição perfeita ($Cma = b_1 p_t^* + b_2 z_t = v_t$). Isolando o preço objetivo ou meta ao produtor, tem-se:

$$p_t^* = \frac{v_t - b_2 z_t}{b_1} \quad (14)$$

O preço ao produtor é determinado por ajustamentos parciais:

$$p_t - p_{t-1} = \alpha (p_t^* - p_t) \quad 0 < \alpha < 1 \quad (15)$$

Partindo dessas equações estruturais, chega-se às equações reduzidas do preço ao produtor e a varejo⁸. Tomando a definição de margem ante-

⁸ Substituindo a equação (14) em (15), isola-se o preço ao produtor. Substituindo a equação (13) em (11), obtém-se a oferta ao varejo, que substituída, conjuntamente, com (10) na (12), permite chegar à equação reduzida do preço ao varejo. Esta última é substituída na equação do preço ao produtor inicial, para se obter sua forma reduzida. Com essas duas equações (preço ao produtor e varejo), calcula-se a forma reduzida da margem.

riormente empregada, isto é, $m_t = v_t - b_1 p_t$, e fazendo as substituições necessárias, chega-se à seguinte fórmula:

$$m_t = \frac{\rho(b_1\theta_0 - \gamma_0)(1 - \alpha)}{b_1(1 - \rho\theta_1)} + \frac{1 - \alpha}{1 - \rho\theta_1} v_{t-1} + \frac{(\alpha - 1)[b_1\rho\gamma_1 + b_1^3(1 - \rho\theta_1)]}{b_1^2(1 - \rho\theta_1)} p_{t-1} + \frac{(\alpha - 1)\rho\gamma_2}{b_1(1 - \rho\theta_1)} c_t + \alpha b_2 z_t \quad (16)$$

Nesse submodelo, o insumo de mercado (z_t) afeta inicialmente o preço ao produtor; já no submodelo causalidade produtor-varejo, afeta primeiramente o preço ao varejo. Outra diferença é o coeficiente do insumo agrícola (c_t), que apresenta sinal negativo na equação (9) e positivo na equação (16). Os coeficientes do insumo de mercado (z_t) e do preço ao varejo defasado devem apresentar o mesmo sinal que no submodelo anterior, ou seja, positivo. Já o coeficiente do preço ao produtor defasado deve ter efeito negativo sobre a margem de comercialização.

Esse modelo teórico apresentado define quais as variáveis que impactam imediatamente a margem de comercialização, e elas são as mesmas, tanto quando se considera a equação (9) como quando se considera a equação (16). Assim, pode-se considerar que todas as variáveis de custos impactam, imediatamente, a margem, enquanto os preços ao varejo e ao produtor a afetam com um período de defasagem, sendo essa a forma como foi definida a matriz de relações contemporâneas⁹.

No caso do insumo agrícola, seu coeficiente é positivo, quando as variações iniciam-se no varejo, e negativo, quando elas têm início no segmento produtor. Os resultados encontrados em termos de sinal para essa variável permitem, assim, fazer inferências sobre quais variações predominaram no período da análise.

Cabe ressaltar que Aguiar (1994, 2004) desmembra o item custos de comercialização (z_t) em: salários médios (*proxy* do custo de mão de obra), taxa de juros real (*proxy* do custo do capital) e preço do litro do óleo diesel (*proxy* dos custos de transporte). Além disso, utiliza um índice de preços pagos por fertilizantes como *proxy* do custo de insumo agrícola (c_t). Por fim, o autor, baseando-se em Brorsen *et al.* (1985), incorpora uma variável de risco de preço que seria como um insumo de mercado “comprado” pelos varejistas. O risco de preço, considerando que os agentes são avessos ao risco, deve impactar, positivamente, a margem.

⁹ A margem foi calculada pela diferença desses preços em quantidade equivalente, sendo considerado o fator de transformação proposto por Canto (1986) de 1,428, para compatibilizar a quantidade do produto primário em equivalente ao varejo.

No presente artigo, buscar-se-á utilizar variáveis para incorporar esses mesmos custos (de comercialização e agrícola) na investigação da margem de comercialização do arroz.

3 Referencial econométrico

A estacionariedade para dados de séries de tempo é um elemento primordial em sua análise. Isso se deve ao fato de que, em séries não estacionárias, a média e/ou variância mudam com o tempo, o que reduz o valor prático de suas previsões. Ademais, choques aleatórios em uma série não estacionária tendem a se perpetuar. Assim, emprega-se o procedimento proposto por Elliott, Rothenberg e Stock (1996), conhecido como Dickey-Fuller Generalized Least Square (DF-GLS), para determinar se as séries utilizadas são não estacionárias, sabendo-se que, em caso positivo, elas necessitam ser diferenciadas, para se tornarem estacionárias. Para a seleção do número de defasagens necessárias para aplicação do teste, é utilizado o Critério Modificado de Akaike (MAIC), de Ng e Perron (2001).

Na análise multivariada, o método autorregressivo vetorial (VAR) introduzido por Sims (1980) tem sido amplamente utilizado em estudos econômicos. A principal característica da modelagem VAR é tratar todas as variáveis simetricamente, sendo adequada para examinar inter-relações complexas entre essas variáveis. A modelagem permite obter a direção, o padrão, a intensidade e a duração das respostas das variáveis frente a um choque exógeno não antecipado em quaisquer componentes do sistema. Esses objetivos estão contemplados na análise da função impulso-resposta e na decomposição da variância dos erros de previsão. Há ainda a possibilidade de se obter a decomposição histórica da variância (numa abordagem de previsões dentro da amostra), que permite identificar a importância de cada choque ocorrido no passado para explicação dos desvios dos valores previstos em relação aos observados das variáveis (SILVA NETO, 2011).

Para a estimação dos modelos VAR, é necessário que ele esteja em sua forma reduzida. No caso do VAR convencional, existe uma estrutura para as restrições da matriz de relações contemporâneas que depende da ordem de entrada das variáveis (Decomposição de Choleski). O número mínimo necessário de restrições na matriz de relações contemporâneas para a exata identificação de um modelo com n variáveis é de $(n^2 - n)/2$. Conforme Enders (2004), entre as propostas existentes para se ter os choques do modelo estrutural, a partir dos obtidos na forma reduzida, encontra-se o procedimento proposto por Sims/Bernanke, o qual estabelece restrições à matriz de relações contemporâneas baseadas em modelo economi-

co predefinido. Este é aplicado neste trabalho de acordo com o modelo apresentado no capítulo anterior.¹⁰

Antes de aplicar a metodologia VAR, é testada a existência de relações de longo prazo — relações de cointegração —, quando as variáveis se apresentam integradas. Cointegração é observada quando a combinação linear de variáveis não estacionárias produz uma série estacionária. O método empregado para identificar a cointegração é o proposto por Johansen (1988), com o número de defasagens inseridas no modelo definido de acordo com o critério de informação multivariado de Schwartz. Utilizam-se os testes do traço e/ou do máximo autovalor para avaliar o número de vetores de cointegração¹¹. Três situações podem ocorrer: (a) se o número de vetores de cointegração for zero, o modelo deve ser ajustado com as séries nas diferenças; (b) se o número de vetores de cointegração for n (número total de variáveis), o modelo deve ser um VAR no nível; e (c) se o número de vetores de cointegração for maior que um, mas menor que n , um Modelo Autorregressivo Vetorial com Correção de Erro (VEC) é estimado. Nesse modelo, incorporam-se tantos termos de correção de erro quantos forem os vetores de cointegração encontrados.

3.1 Dados utilizados

As séries de dados mensais utilizadas na presente análise cobrem o período de agosto de 1994 a março de 2011. O preço médio ao varejo na Cidade de São Paulo é o calculado pelo Instituto de Economia Agrícola de São Paulo (IEA, 2011), e o preço médio recebido pelo produtor no Rio Grande do Sul, pela Associação Rio-Grandense de Empreendimentos de Assistência e Extensão Rural/Associação Sulina de Crédito e Assistência Rural-RS (EMATER/ASCAR/RS, 2011). Os custos de comercialização são desmembrados em: preço do litro do óleo diesel (*proxy* dos custos de transporte), taxa de juros do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic) *overnight* (*proxy* do custo do capital) e salários médios (*proxy* do custo de mão de obra). O preço do óleo diesel foi obtido no IEA, a taxa de juros considerada é a Selic *overnight* obtida da Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2011), e o rendimento médio do trabalhador privado na Região Metropolitana de Porto Alegre considerado é o da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED) da Fundação de Economia e Estatística do Rio Grande do Sul

¹⁰ Neste trabalho, utiliza-se o procedimento de Bernanke incorporado ao *software* Regression Analysis of Time Series – RATS 6.2. Detalhes sobre o VAR estrutural em Enders (2004).

¹¹ Enders (2004, p. 352) apresenta esse teste; seus valores críticos se encontram em: Johansen e Juselius (1990) e em Osterwald-Lenum (1992).

(FEE, 2011) e do Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE, 2011). O índice de preços pagos pelos fertilizantes (*proxy* do custo agrícola) e o índice geral de preços utilizado para deflacionar as séries nominais (IGP-DI) foram obtidos na FGV.

Além das séries mencionadas, o modelo inclui uma variável para captar a influência do risco de preço na margem de comercialização. Essa série, que se constitui na média móvel ponderada da variação absoluta de preços, é representada a seguir:

$$R_t = 0,4\Delta p_{t-1} + 0,3\Delta p_{t-2} + 0,2\Delta p_{t-3} + 0,1\Delta p_{t-4}$$

em que R_t é a variável que mensura o risco de preço, p_t é o preço ao varejo, e $\Delta p_{t-1} = |p_{t-1} - p_{t-2}|$.

Ressalta-se que, de acordo com o modelo teórico, o impacto esperado das variáveis sobre a margem de comercialização do arroz deve ser positivo para o preço defasado ao varejo e para o preço dos insumos de comercialização (óleo diesel, taxa de juros, rendimento médio, risco de preço). Já o preço defasado ao produtor deve impactar, negativamente, a margem. O índice de preço dos fertilizantes (insumo agrícola) poderá ter impacto negativo, no caso de causalidade produtor-varejo, e positivo, no caso de causalidade varejo-produtor.

4 Resultados e discussões

A Tabela 1 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária, aplicados nas séries em nível, para as variáveis determinantes da margem de comercialização do arroz gaúcho consumido na Cidade de São Paulo. Os testes indicam que apenas a variável taxa real de juros é estacionária, ou integrada de ordem zero $I(0)$, com 1% de significância. Para as demais variáveis, não se pode rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária, ou seja, são integradas de ordem um $I(1)$. Mesmo sendo estacionária, a taxa de juros foi considerada nas diferenças, tendo em vista compatibilizar o tratamento das variáveis. Esse procedimento tem sido largamente utilizado em modelos de séries temporais.

Para testar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis, aplicou-se o teste de cointegração de Johansen (1988) e, mais especificamente, a estatística-traço. O modelo foi ajustado com *drift*, uma vez que pelo menos uma das séries apresenta tendência determinista no tempo, conforme se pôde avaliar pela inspeção gráfica das séries. Conforme a Tabela 2, a hipótese nula de que o número r de vetores é menor ou igual a dois é rejeitada em favor da hipótese alternativa r igual a três. Dessa forma, o modelo de Autorregressão Vetorial deve levar em consideração a existên-

cia dessas três relações de longo prazo entre as variáveis. Assim, um Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erros deve ser estimado.

Tabela 1

Resultados dos testes de raiz unitária de Elliot-Rothenberg-Stock (DF-GLS) para o modelo de margem de comercialização na Cidade de São Paulo — ago./1994-mar./2011

VARIÁVEIS	DEFASA- GENS (p) (1)	MODELO 1 (2)	MODELO 2 (3)
		Estatística DF-GLS	Estatística DF-GLS
Preço do diesel	0	-0,808	-0,422
Índice preços dos fertilizantes	3	-2,970	-1,447
Taxa real de juros	3	-4,071	-3,882
Margem total	5	-2,251	-1,629
Preço ao produtor	2; 0	-2,609	-1,126
Risco de preço	6; 0	-1,963	-1,894
Rendimento real	11; 9	-1,490	-1,003
Preço ao varejo	1; 0	-2,330	-0,938

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IEA (2011).

FEEDADOS (FEE, 2011).

DIEESE (2011).

Emater/ASCAR/RS (2011).

FGVDADOS (FGV, 2011).

(1) Quando existem dois valores, o primeiro refere-se ao Modelo 1; o segundo, ao Modelo 2. (2) Versão com constante e tendência — valores críticos em Elliot, Rothenberg e Stock (1996) - (5% = -2,93; 1% = -3,46). (3) Versão apenas com constante — valores críticos em Dickey e Fuller (1979, 1981) - (5% = -1,95 e 1% = -2,58).

Tabela 2

Resultados do teste de cointegração de Johansen para o modelo de margem de comercialização

HIPÓTESE NULA (H0)	HIPÓTESE ALTERNATIVA	ESTATÍSTICA TRAÇO	VALORES CRÍTICOS (1)
$r \leq 7$	$r = 8$	0,879	3,841
$r \leq 6$	$r = 7$	3,048	15,408
$r \leq 5$	$r = 6$	15,482	29,804
$r \leq 4$	$r = 5$	35,505	47,707
$r \leq 3$	$r = 4$	65,963	69,611
$r \leq 2$	$r = 3$	118,083	95,514
$r \leq 1$	$r = 2$	179,238	125,417
$r = 0$	$r = 1$	277,623	159,319

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IEA (2011).

FEEDADOS (FEE, 2011).

DIEESE (2011).

Emater/ASCAR/RS (2011).

FGVDADOS (FGV, 2011).

(1) Significativo ao nível de 5%.

O modelo VEC foi ajustado com as diferenças dos logaritmos das variáveis: preço do óleo diesel, índice de preços de fertilizantes, rendimento real do trabalhador privado de Porto Alegre, risco absoluto de preços e margem total. Já a variável taxa real de juros foi utilizada apenas em diferença, por envolver valores negativos. Assim, os valores obtidos tratam de relações entre as taxas de crescimento das variáveis sobre a taxa de crescimento da margem, exceto no caso da taxa de juros real, em que se tem o efeito da sua variação sobre a taxa de crescimento da margem; por simplificação, o termo taxa de crescimento será substituído por crescimento na discussão dos resultados.

A Tabela 3 mostra os resultados referentes à matriz de relações contemporâneas, que segue o modelo teórico da seção três, com os custos (agrícola e de comercialização) afetando imediatamente a margem. Em termos de sinais, todas as variáveis apresentam impacto contemporâneo positivo sobre a margem. Além disso, nota-se que os efeitos imediatos do risco de preço e da taxa de juros real são estatisticamente significativos a 12% e 5% respectivamente. O aumento imediato de 1% no risco de preço eleva a margem em 0,015%, o menor impacto entre as variáveis consideradas. Por sua vez, o crescimento em um ponto percentual da taxa real de juros incrementa imediatamente a margem total de comercialização em 1,19%. Esse resultado está de acordo com o modelo teórico e é uma evidência não encontrada em trabalhos anteriores — Aguiar (1994, 2004).

Cabe ressaltar também que o valor do teste t no caso do modelo VAR/VEC não tem a mesma precisão que no caso dos modelos estimados por mínimos quadrados. Dessa forma, não se pode descartar completamente a existência de relação contemporânea das variáveis consideradas na matriz, especialmente quando o teste apresenta valor maior que a unidade, que é o caso do coeficiente relacionado ao rendimento médio. Nesse caso, a elasticidade encontrada foi de 0,31.

A função impulso resposta exibida no Gráfico 1 mostra os efeitos de choques não antecipados nas variáveis do sistema k , períodos à frente sobre a margem de comercialização. Em termos gerais, observa-se que choques não antecipados em todas as variáveis de custos de comercialização (óleo diesel, taxa de juros, rendimento médio e risco de preço) afetam, positivamente, a margem, o mesmo ocorrendo com o insumo agrícola (índice de fertilizantes) e com o preço do arroz ao varejo. A única variável cujo choque não previsto impacta, negativamente, a margem é o preço ao produtor. Esses valores são coerentes com o submodelo teórico que preconizava causalidade de preços varejo-produtor. Assim, os resultados indicam que, no período analisado, as variações de preços do arroz partiram, predominantemente, do segmento varejista.

Tabela 3

Coeficientes estimados pela matriz de relações contemporâneas do modelo margem de comercialização, através de um VEC, a partir de dados mensais

RELAÇÕES CONTEMPORÂNEAS		COEFICIENTES ESTIMADOS	DESVIO-PADRÃO	VALOR t
De	Sobre			
Diesel	Margem de comercialização	0,14053	0,17668	0,79541
Fertilizantes	Margem de comercialização	0,18664	0,25415	0,73438
Rendimento médio	Margem de comercialização	0,30707	0,26867	1,14291
Taxa real de juros	Margem de comercialização	(1)1,19607	0,61399	1,94803
Risco de preço	Margem de comercialização	(2)0,01570	0,01030	1,52434

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IEA (2011).

FEEDADOS (FEE, 2011).

DIEESE (2011).

Emater/ASCAR/RS (2011).

FGVDADOS (FGV, 2011).

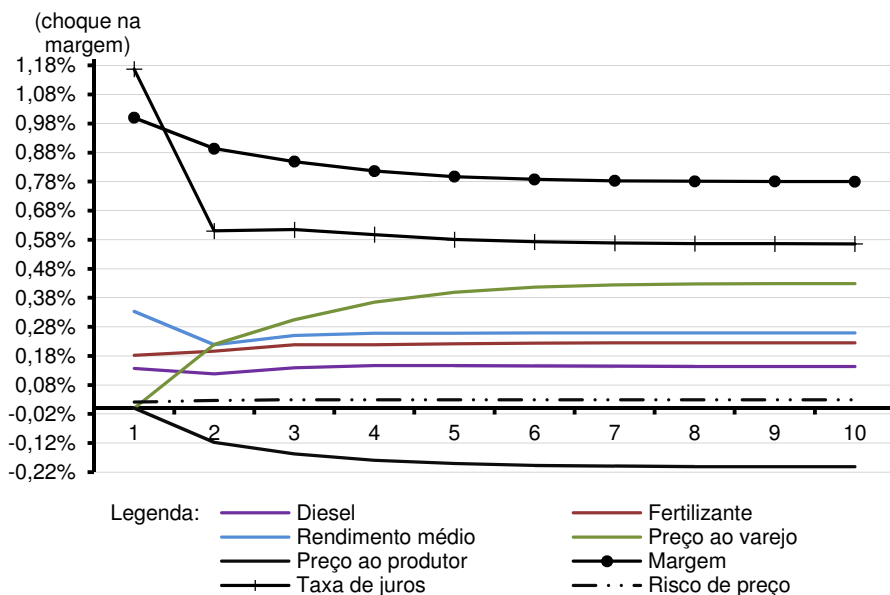
(1) Significativo ao nível de 5%. (2) Significativo ao nível de 15%.

Trabalhos como o de Aguiar (1994, 2004) elencam alguns fatores que explicam, pelo menos em parte, por que as variações de preço de arroz poderiam iniciar no segmento varejista; são eles: (a) a concentração da produção, principalmente no Rio Grande do Sul, e a facilidade de armazenagem, pois permitiriam aos intermediários relativa segurança quanto à disponibilidade do cereal; e (b) a existência de mercado internacional com produto com qualidade compatível à do nacional e a possibilidade de importação, principalmente pelo varejo, de arroz já beneficiado. Ademais, o trabalho de Miranda *et al.* (2007), que analisa o sistema agroindustrial do arroz gaúcho, também ressalta a importância do varejo, principalmente da Região Sudeste do País, como determinante na formação e na variação dos preços ao produtor e para a indústria do Rio Grande do Sul.

Ao se investigar o efeito de cada variável sobre a margem, nota-se que a resposta de um choque não antecipado positivo de 1% no preço do óleo diesel é o aumento imediato da margem em 0,14%. O efeito acumulado cai para 0,11% no segundo mês e se estabiliza em 0,10% a partir do quarto mês. O aumento não previsto de 1% no rendimento médio do trabalhador leva ao acréscimo imediato de 0,31% na margem de comercialização. O efeito arrefece, diminuindo seu impacto para 0,18% no segundo período. A partir do terceiro mês, o choque varia pouco, estabilizando-se a partir do quinto período em 0,17%, quando se consideram as elasticidades acumuladas.

Gráfico 1

Função de respostas acumuladas da margem de comercialização a choque nas variáveis selecionadas de custo de comercialização



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IEA (2011).

FEEDADOS (FEE, 2011).

DIEESE (2011).

Emater/ASCAR/RS (2011).

FGVDADOS (FGV, 2011).

Observa-se também que o choque positivo de 1% no índice de preços dos fertilizantes (insumo agrícola) afeta, positivamente, a margem, aumentando-a em 0,19% no primeiro mês. O efeito diminui, marginalmente, nos meses seguintes e se estabiliza em 0,15%, a partir do quarto mês, considerando os efeitos acumulados.

Cumprir lembrar que os choques não antecipados nos preços ao varejo e ao produtor, conforme o modelo teórico, não impactam imediatamente a margem, portanto esse efeito é descrito a partir do mês seguinte ao choque. Assim, observa-se que a elevação não antecipada de 1% no preço ao varejo amplia a margem em 0,32%, no período seguinte. O efeito acumulado continua crescendo e se estabiliza em 0,51%, no sexto período. Já um choque nessa mesma proporção sobre o preço ao produtor leva à queda da margem em 0,16%, no segundo período, impacto negativo acumulado que cresce até o quinto período, quando se estabiliza em 0,24%.

A resposta da margem a um choque na taxa real de juros também é positiva. O impacto no primeiro período é de 1,19%, caindo no segundo

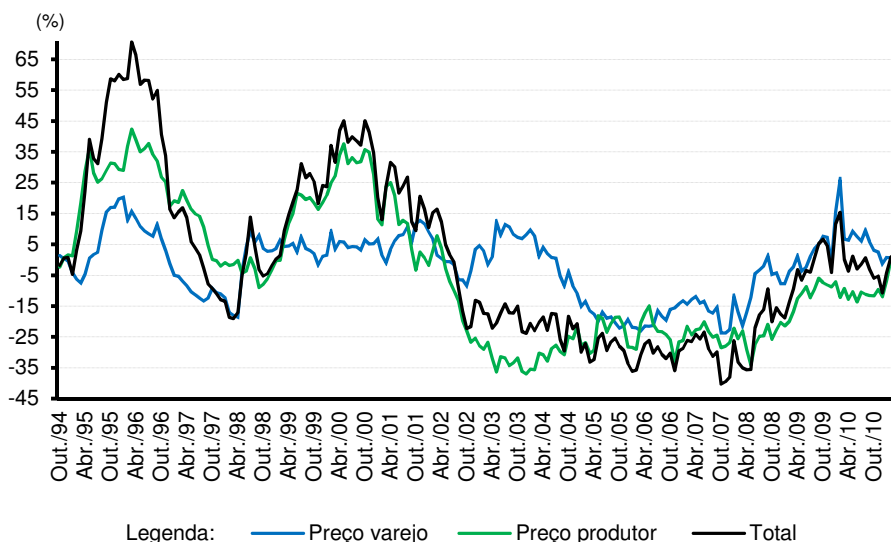
período — valor acumulado de 0,57%. A partir desse ponto, as variações são muito pequenas. Esse resultado está de acordo com o modelo teórico, e não foi encontrado em trabalhos anteriores, como em Aguiar (1994, 2004).

Por último, o aumento do risco absoluto de preço tem impacto positivo sobre a margem, indicando aversão ao risco dos agentes de comercialização conforme esperado (BRORSEN *et al.*, 1985), porém o efeito é bastante reduzido. O aumento de 1% no risco de preço faz com que a margem cresça após o segundo período, em 0,03%, estabilizando-se nesse patamar.

A decomposição histórica do erro de previsão, a qual permite identificar quais fatores fizeram com que determinada variável tivesse um comportamento diferente do previsto pelo modelo, é apresentada no Gráfico 2. O principal responsável pelos desvios ocorridos — valores efetivos em relação aos previstos — foi o preço ao produtor. Outra variável que teve efeito importante sobre os erros de previsão foi o preço ao varejo. Em alguns momentos, essa variável acentuou os erros de previsão causados por variações no preço ao produtor, como nos anos de 1995 e 1996. Em 2003 e 2004, o preço ao varejo minimizou os erros totais de previsão, que seriam maiores, devido a variações atípicas do preço ao produtor.

Gráfico 2

Decomposição histórica do erro de previsão da margem de comercialização de arroz em valores atribuídos ao preço ao produtor e ao varejo no Brasil — out./94-mar./2011



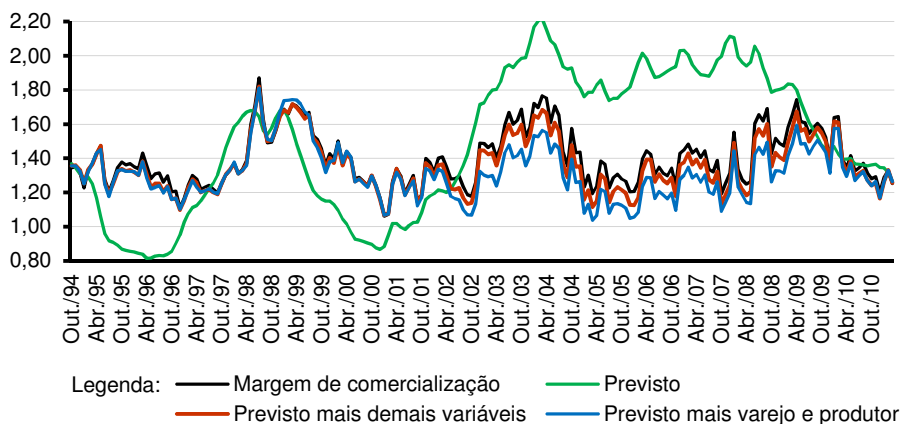
FONTE DOS DADOS BRUTOS: IEA (2011).
FEEDADOS (FEE, 2011).
DIEESE (2011).
Emater/ASCAR/RS (2011).
FGVDADOS (FGV, 2011).

Dessa forma, observou-se que choques não antecipados de demanda (preço ao varejo) e, principalmente, de oferta (preço ao produtor) são os principais fatores que fazem com que a margem efetiva se distancie daquela prevista pelo modelo, o qual capta o comportamento padrão margem. As variações dos custos de produção e de comercialização contribuíram, de forma pouco expressiva, para que a margem efetiva tivesse ligeira aproximação da prevista no período 2003-09.¹² Resultados de outros trabalhos já mostraram a menor importância das variações dos custos de produção e de comercialização sobre as variações das margens, relativamente a variações não esperadas dos preços ao produtor e ao varejo (AGUIAR, 1994, 2004).

Alternativamente, o Gráfico 3 também permite verificar a importância dos preços ao varejo e ao produtor no erro de previsão da margem de comercialização. Quando se incorpora o erro de previsão do preço ao produtor e do preço ao varejo, a margem prevista aproxima-se bastante da série efetiva. Verifica-se que, quando se soma o efeito das demais variáveis inseridas no modelo (linha tracejada), os ganhos, em termos de poder explicativo, não são tão expressivos.

Gráfico 3

Previsões da margem de comercialização baseadas no conjunto das variáveis explicativas do modelo, apenas nos preços ao varejo e ao produtor e a série efetiva na Cidade de São Paulo — ago./94-mar./11



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IEA (2011).

FEEDADOS (FEE, 2011).

DIEESE (2011).

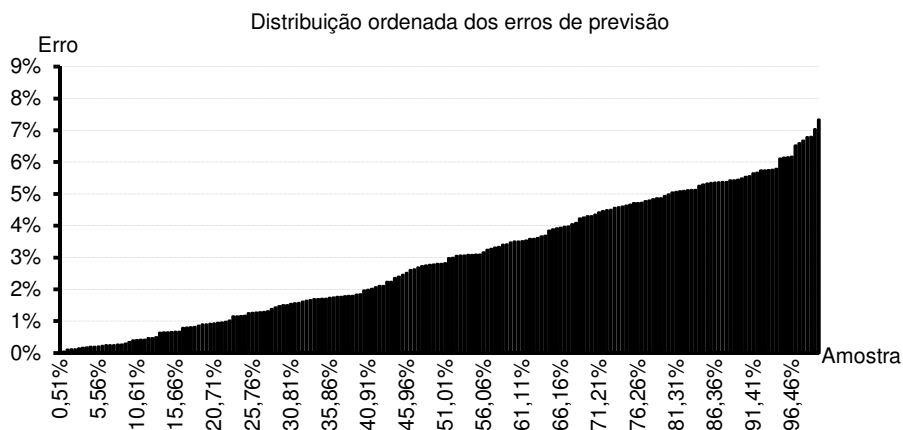
Emater/ASCAR/RS (2011).

FGVDADOS (FGV, 2011).

¹² Esses custos, por sua pequena contribuição, em geral, ao erro total de previsão, foram omitidos do Gráfico 2.

Por último, o Gráfico 4 mostra que variações no preço do óleo diesel, no rendimento médio do trabalhador privado, no risco absoluto de preço, na taxa real de juros, no índice de preços dos fertilizantes, no preço do arroz ao varejo e ao produtor explicam, em conjunto, pelo menos 95% das variações da margem de comercialização do arroz em 80% dos casos (meses considerados na amostra). O erro de previsão é menor ou igual a 7% em 100% dos casos. Dito de outra forma: os fundamentos explicam pelo menos 93% das variações da referida margem, o que denota o forte poder explicativo das variáveis consideradas no modelo.

Gráfico 4



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IEA (2011).
 FEEDADOS (FEE, 2011).
 DIEESE (2011).
 Emater/ASCAR/RS (2011).
 FGVDADOS (FGV, 2011).

5 Considerações finais

Ao analisar a orizicultura nacional, a partir da estabilização da economia brasileira, pode-se constatar que a produção apresentou crescimento devido aos ganhos em produtividade. Adicionalmente, houve concentração da produção, principalmente de arroz irrigado no Rio Grande do Sul. O Estado também se mostrou o principal responsável pela industrialização do cereal. Pelo lado da demanda, o arroz é um produto básico na alimentação do brasileiro, sendo o Estado de São Paulo o maior centro de consumo do cereal.

Evidenciada a importância do Rio Grande do Sul e de São Paulo como importantes centros de produção e de consumo, respectivamente, foi estimado um modelo econométrico para identificar os principais determinantes da margem de comercialização do arroz gaúcho destinado ao mercado paulistano. A metodologia utilizada é a de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro, sendo o modelo estrutural identificado através do processo de Sims/Bernanke.

Os coeficientes das variáveis representativas de custo de comercialização apresentam-se positivos na matriz de relações contemporâneas. Também na função de resposta a impulso, observou-se que essas variáveis impactam, positivamente, a margem. Destaca-se a importância da taxa real de juros, cujo aumento não antecipado apresenta o maior efeito acumulado.

Como se observa efeito positivo a partir de um choque nos preços dos fertilizantes — *proxy* do custo agrícola —, conclui-se que as variações de preços do arroz partiram, predominantemente, do segmento varejista no período analisado. Os resultados permitem inferir que, como esperado, as reduções nos preços dos insumos (de comercialização e agrícola) fariam a margem de comercialização diminuir.

Os resultados da decomposição histórica da variância dos erros de previsão da margem de comercialização do arroz mostram que os preços ao produtor e ao varejo são os principais responsáveis pelos desvios ocorridos entre os valores efetivos e os previstos no período de agosto de 1994 a março de 2011. Esse resultado corrobora os obtidos por Aguiar (1994, 2004) e aponta que choques de demanda (ao varejo) e de oferta (ao produtor) são os principais determinantes das variações da margem.

Considerando ainda os resultados dessa decomposição histórica, pode-se concluir que os fundamentos de mercado (preço do óleo diesel, rendimento médio do trabalhador privado, risco de preço, taxa real de juros, índice de preço de fertilizantes, preço ao varejo e ao produtor) explicam, em conjunto, pelo menos 93% das variações da margem em 100% dos casos, durante os períodos considerados, na série histórica. Esse resultado demonstra o grande poder explicativo dos fundamentos em relação à formação da margem de comercialização do arroz.

Assim, a contribuição trazida pelo presente estudo foi considerar os mercados relevantes (produtor e consumidor) no cenário nacional para investigação da margem de comercialização do arroz. Ademais, a metodologia utilizada trouxe ganhos qualitativos aos resultados, sobretudo em relação ao impacto positivo da taxa de juros sobre a margem, resultado consistente com o esperado teoricamente e não observado em estudos anteriores. Dessa forma, este trabalho ampliou o entendimento geral do comportamento da margem de comercialização do arroz gaúcho em São Paulo. Entretanto-

to ainda restam amplas possibilidades de aprofundar o conhecimento em questões mais específicas, como a formação dos preços domésticos. Nesse sentido, um ponto interessante de investigação refere-se ao impacto do mercado externo sobre o doméstico, tanto no preço ao produtor quanto no ao varejo e, dessa forma, sobre a margem de comercialização.

Referências

ADAMI, A. C.O. **Contratos de opção**: análise do potencial de sustentação de preços para o mercado de arroz. 2005. 117 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) — Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2005.

AGUIAR, D. R. D. **Custo, risco e margem de comercialização de arroz e de feijão no estado de São Paulo**: análise dinâmica e teste de modelos alternativos. 1994. 185 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) — Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1994.

AGUIAR, D. R. D. Impacto dos Custos de Comercialização nas Margens Produtor-Varejo de Arroz e de Feijão de Minas Gerais. **Teoria e Evidência Econômica**, Passo Fundo, v. 12, n. 22, p. 51-76, maio 2004.

AGUIAR, D. R. D.; BARROS, G. S. A. C. Análise dinâmica de margens de comercialização: uma aplicação aos mercados de arroz e de feijão no Estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 49, n. 4, p. 583-610, out./dez. 1995.

AGUIAR, D. R. D.; BARROS, G. S. A. C. Modelos alternativos de margem de comercialização aplicados aos mercados de feijão e de arroz. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 33, n. 3, p. 85-121, jul./set. 1995a.

AGUIAR, D. R. D. *et al.* Análise da Eficiência e Competitividade no Sistema de Comercialização de Feijão. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 32, n. 2, p. 145-158, abr./jun. 1994.

ALVES, J. M.; AGUIAR, D. R. D. de. Análise da transmissão de preços e da eficiência na comercialização de abacaxi, banana e laranja em Minas Gerais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 34, n. 1, p. 201-228, jan./jun. 1996.

ASSOCIAÇÃO RIOGRANDENSE DE EMPREENDIMENTOS E ASSISTÊNCIA TÉCNICA E EXTENSÃO RURAL DO RIO GRANDE DO SUL (EMATER/ASCAR/RS). [Site institucional]. 2011. Disponível em: <<http://www.emater.tche.br/site/>>. Acesso em: 1 jun. 2011.

BARROS, G. S. A. C. Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo, Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 44, n. 1, p. 5-20, jan./mar. 1990.

BARROS, G. S. A. C. **Economia da comercialização agrícola**. Piracicaba: Universidade de São Paulo, 2007. Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/pdf/l_economia_comercializacao_agricola.pdf>. Acesso em: 30 jun. 2007.

BARROS, G. S. A. C.; FIALLOS, L. E. W. Demanda, margens de comercialização e elasticidade de preços de tomate no Estado de São Paulo. **Revista de Economia Rural**, Brasília, DF, v. 20, n. 2, p. 227-236, abri./jun.1982.

BRORSSEN, B. W. *et al.* Marketing margins and price uncertainty: the case of the U.S. wheat market. **American Journal of Agricultural Economics**, Nashville, v. 67, n. 3, p. 521-528, Aug. 1985.

CANTO, W. L. Sistema ponderal de conversões e determinação de margens de comercialização. **Estudos Econômicos - Alimentos Processados**, Campinas, n. 22, p. 1-58, 1986.

CAPITANI, D. **Determinantes da demanda por importação de arroz do Mercosul pelo Brasil**. 2009. 151 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) — Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2009.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICAS E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS (Dieese). [Site institucional]. 2011. Disponível em: <<http://www.dieese.org.br/>>. Acesso em: 10 jun. 2011.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Times Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, Boston, v. 74, n. 366, p. 427- 431, June 1979. Disponível em: <<http://www.jstor.org/pss/2286348>>. Acesso em: 14 maio 2011.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive times series with a unit root. **Econometrica**, Chicago, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, July 1981. Disponível em: <<http://www.jstor.org/pss/1912517>>. Acesso em: 14 maio 2011.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, Chicago, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISAS AGROPECUÁRIAS (EMBRAPA). **Cultivo do arroz irrigado no Brasil**: consumo, mercado e comercialização. 2005. Disponível em: <<http://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Arroz/ArrozIrrigadoBrasil/cap01.htm>>. Acesso em: 5 set. 2010.

ENDERS, W. **Applied econometrics times**. 2. ed. New York: Wiley, 2004.

ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS PARA AGRICULTURA E ALIMENTAÇÃO (FAO). **FAOSTAT**. 2010. Disponível em: <<http://faostat.fao.org/site/368/default.aspx#ancor>> Acesso em: 17 set. 2010.

FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (FEE). **FEEDADOS**. 2011. Disponível em: <<http://www.fee.tche.br>>. Acesso em: 1 jun. 2011.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS (FGV). **FGVDADOS**. 2011. Disponível em: <<http://portalibre.fgv.br/>>. Acesso em: 1 jun. 2011.

HEIEN, D. M. Markup in a dynamic model of the food industry. **American Journal of Agricultural Economics**, Nashville, v. 62, n. 1, p. 10-18, Feb. 1980.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa de Orçamento Familiar do IBGE**. 2010. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/orcfam/default.asp?z=t&o=23&i=P>>. Acesso em: 20 dez. 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Industrial Anual**. 2010a. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/industria/pia/produtos/prduto2008/defaulttabpdf.shtm>>. Acesso em: 20 dez. 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Produção agrícola municipal**. 2011. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/acervo/acervo2.asp?e=v&p=PA&z=t&o=11>>. Acesso em: 14 abr. 2011.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA (SP) (IEA). **Banco de Dados**. 2011. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/index.php>>. Acesso em: 10 jun. 2011.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economics Dynamics and Control**, Frankfurt, v. 12, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 52, n. 2, p. 169-219, 1990.

JUNQUEIRA, P. C.; CANTO, W. L. Cesta de mercado: margens totais de comercialização. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, ano 18, n. 9/10, p. 1-46, set./out. 1971.

LOPES, M. de R. A Interferência do governo na comercialização e administração do risco de mercado na agricultura. **Revista de Economia Rural**, Brasília, DF, v. 18, n. 3, p. 601-615, jul./set. 1980.

MARQUES, P. V. Margens de comercialização e elasticidade de transmissão de preços de frango. **Revista de Economia Rural**, Brasília, DF, v. 24, n. 3, p. 293-302, jul./set. 1986.

MARTINES FILHO, J. G. **Margens de comercialização e causalidade de preços agrícolas**. 1988. 146 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1988.

MIRANDA, S. H. G de *et al.* O Sistema Agroindustrial do Arroz no Rio Grande do Sul. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 45., 2007, Londrina. **Anais eletrônicos...** Londrina: UEL, 2007. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/6/904.pdf>>. Acesso em: 25 ago. 2010.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, Chicago, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, Nov. 2001.

OSTERWALD-LENUM, M. A note quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 53, n. 3, p. 461-472, 1992.

PARRE, J. L.; BARROS, G. S. A. C. Comercialização de Carne Bovina: margens, custos e subprodutos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 35, n. 1, p. 67-94, jan./mar. 1997.

SILVA NETO, W. A. da. **Crescimento da pecuária de corte no Brasil: fatores econômicos e políticas setoriais**. 2011. 170 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2011.

SIMS, A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, Chicago, v. 48, n. 1, p. 1-48, Jan. 1980.

UNITED STATES. Department of Agriculture (USDA). **Production, supply and distribution online (PSD)**. 2011. Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/psdonline/psdQuery.aspx>>. Acesso em: 30 maio 2011.