

Análise da transmissão de preço do fumo entre os estados produtores brasileiros e no mercado internacional

Analysis of price transmission of tobacco among grower states in brazil and international market

Carlos Otávio de Freitas¹

Viviane Silva Lírio²

Daniel Arruda Coronel³

Resumo

O presente trabalho tem como objetivo verificar se os mercados de fumo internacional e nacional são integrados e também determinar em que magnitude ocorreu a transmissão de preços entre os principais estados produtores, de janeiro de 1999 a dezembro de 2009. Para tal, utilizaram-se os seguintes testes: Teste de Raiz Unitária (Dickey-Fuller Aumentado), Causalidade de Granger, Teste de Cointegração de Johansen, estimação do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) e análise da decomposição da variância dos erros de previsão. Os resultados encontrados pelo modelo VEC estimado para a análise do mercado nacional sugerem que as séries apresentam relação de equilíbrio de longo prazo. Os resultados encontrados mostram que os preços recebidos pelo produtor de fumo no Paraná são mais sensíveis a variações nos preços do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina. Já na análise do mercado internacional, os resultados do modelo VEC estimado indicaram que o preço do tabaco no mercado nacional apresenta alta sensibilidade a variações no preço do produto no mercado externo.

Palavras-chave: Preço do Fumo. Mercado Internacional. Cointegração.

¹ Mestrando em Economia Aplicada e Bacharel em Gestão do Agronegócio pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: carlos.freitas@ufv.br - End.: Avenida P H Rolfs, s/n - Campus Universitário Viçosa - MG, 36570-000

² Professora Associada do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da UFV e Bolsista de Produtividade do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). E-mail: viviani.lirio@gmail.com

³ Professor Adjunto do Programa de Pós-Graduação em Administração e Coordenador Substituto do Curso de Administração da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). E-mail: daniel.coronel@uol.com.br

Abstract

The aim of this work is to verify if the world tobacco market and the Brazilian tobacco market are integrated and to determine how is made price transmission among the grower states from January 1999 to December 2009. For that it was used these tests: Unity Root Test (Dickey-Fuller test), Granger Causality, Johansen Cointegration Test, Estimation of Vector Error Correction Model (VEC) and analysis of the forecast error variance. The results found by the estimated VEC model for international market analysis suggest that the series present equilibrium of long-term. The results found show that the price got by tobacco growers in Parana can have more variations than in Rio Grande do Sul and Santa Catarina. In the analysis of world tobacco market the results of the the estimated VEC model showed that the price of tobacco in the international market has high sensitivity to price changes.

Keywords: *Price of tobacco. International market. Cointegration.*

1 Introdução

A fumicultura brasileira, desde 1993, tornou-se um dos setores mais competitivos do agronegócio brasileiro, com o país assumindo a posição de segundo maior produtor e principal exportador mundial de fumo, conforme dados da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX, 2011), sendo que, em 2010, o país produziu 862,4 mil toneladas, equivalentes a 12,4% do total mundial. Entretanto, a produção brasileira ainda é muito inferior à da China, maior produtor mundial, que apresentou uma produção de aproximadamente 3 milhões de toneladas na safra 2009/10, segundo a *Food and Agriculture Organization* (FAO, 2011). Apesar de ser responsável por 43,5% da produção mundial, o mercado interno chinês absorve a maior parte da produção, sendo exportados apenas 7% do total.

Segundo a Associação dos Fumicultores do Brasil (AFUBRA, 2011), a produção brasileira de fumo se concentra na Região Sul, responsável por aproximadamente 96% do total, com destaque para o Estado do Rio Grande do Sul (RS), com uma produção, em 2010, de 309,6 mil toneladas. Os 4% restantes são produzidos nos Estados da Bahia e Alagoas, na Região Nordeste.

Em relação ao comércio mundial, o fumo se destaca como um dos principais produtos da pauta de exportações brasileiras, principalmente na Região Sul do país, onde ele é o terceiro produto mais exportado. Atualmente, cerca de 85% da produção nacional é direcionada ao mercado externo, além de representar 30% do total das exportações mundiais de tabaco (AFUBRA, 2011).

De acordo com a SECEX, em 2010, foram exportadas 503 mil toneladas de tabaco, representando um crescimento de 267,5% se comparado ao ano de 1990, quando o país ainda não havia se consolidado no *ranking* mundial. O montante gerado com as exportações, na safra 2009/10, foi de US\$ 2,7 bilhões. Os principais destinos do tabaco nacional são a União Europeia, Ásia, Estados Unidos e a África, absorvendo cerca de 42%, 23%, 10% e 6% das exportações, respectivamente.

Apesar de os Estados Unidos e de a União Europeia possuírem destaque nas importações do fumo, existem barreiras à entrada do produto brasileiro nestas regiões, como a determinação legal de percentual mínimo de 75% de fumo doméstico na produção de cigarros nos Estados Unidos, além das cotas tarifárias de importação com uma tarifa extracota proibitiva de 350%. Na União Europeia, por sua vez, existe uma tarifa específica entre 220 e 560 euros/t no tabaco em folha, além de tributação média em torno de 20,7% (SECEX, 2011).

Outra questão que merece destaque é a política cambial, que também tem afetado a competitividade do setor, ao “encarecer” o produto brasileiro no exterior. Nota-se que muitos países, seguindo o modelo dos Estados Unidos, têm adotado medidas a fim de proteger as exportações, desvalorizando as moedas nacionais e tornando o seu tabaco, concorrente do Brasil, mais competitivo em preço conforme o Sindicato da Indústria do Tabaco (SINDITABACO, 2011).

O aumento da produção de fumo observado nas últimas safras dos países africanos, concorrentes diretos do Brasil no mercado internacional, tornou-se outro motivo de preocupação juntamente com os efeitos da chamada “guerra cambial”, reduzindo a competitividade dos preços do produto brasileiro a partir da valorização do real frente

ao dólar segundo o *International Tobacco Growers' Association* (ITGA, 2011).

Ainda nesta perspectiva, segundo o Departamento de Estudos Sócio-Econômicos Rurais (DESER, 2011), além de uma maior produção de fumo no Brasil e no mundo, outro fator a interferir sobre os preços no mercado interno, que influencia diretamente naqueles recebidos pelos produtores nacionais, refere-se ao nível das exportações, em decorrência do país ter se tornado o principal exportador mundial de fumo em folha. Assim, em um ano em que sobra produto no mercado interno devido a problemas com as exportações, a tendência é de preços menores aos produtores em virtude da pressão exercida pelas empresas.

Seguindo esta temática, o presente estudo visa verificar se os mercados de fumo internacional e nacional são integrados. Isto é, se existe transmissão de variações de preços entre esses mercados. Além disso, este trabalho objetiva determinar em que magnitude se dá a transmissão entre os principais estados produtores.

Convém destacar que a contribuição deste trabalho deve-se não aos procedimentos metodológicos empregados, mas sim por analisar em que magnitude ocorre a transmissão de preços do mercado externo para o interno de fumo.

O presente trabalho está estruturado em três seções, além desta introdução. Os procedimentos metodológicos e a fonte de dados encontram-se na segunda seção; a apresentação e discussão dos resultados obtidos estão expostos na terceira seção e, por fim, são destacadas as principais conclusões do estudo.

2 Metodologia

2.1 Modelo teórico

Este artigo utiliza o modelo teórico elaborado por Mundlak e Larson (1992), que se baseia na Lei do Preço Único. Essa lei postula que, sob livre concorrência e na ausência de custos de transporte e barreiras ao

comércio, bens homogêneos devem ser comercializados pelo mesmo preço em diferentes países, quando seus preços são cotados em termos da mesma moeda (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005).

O conceito da LPU está relacionado diretamente ao processo de arbitragem, o qual garante, no longo prazo, a equalização dos preços, expressa em uma unidade corrente comum. Por meio da arbitragem, os mercados com menores preços serão induzidos ao aumento de preços, decorrente da elevação na demanda, e os que apresentam maiores preços tenderão a reduzi-los, devido ao aumento da oferta. Tal processo ocorre até que esses preços se tornem iguais nos dois países (ARDENI, 1989).

Apesar de sua vasta utilização, a LPU recebe várias críticas. Fackler e Goodwin (2001) e Miljkovic (1999) mostram que os pressupostos teóricos da LPU são muito restritivos, pois não incluem outras variáveis tais como custos de transação e volume negociado entre mercados, os quais são relevantes nas análises de integração e transmissão de preços.

Relacionado à teoria da Lei do Preço Único, tem-se o conceito de transmissão de preços. Este conceito está alicerçado em três pressupostos: a) movimento de preços e ajustamento integral, o qual implica transmissão completa em algum ponto de tempo; b) dinâmica e velocidade de ajustamento; e c) assimetria de respostas, ou seja, se as variações de preços são transmitidas assimetricamente entre mercados (BALCOMBE; MORRISON, 2002).

As análises de transmissão de preços pretendem responder às seguintes questões: a) em que nível de mercado se originam as variações nos preços e em que sentido essas variações se transmitem; b) durante que período se dá a transmissão e com qual intensidade; e c) se existe ou não assimetria na transmissão de preços (AGUIAR, 1993).

De acordo com Barbosa, Margarido e Nogueira Junior (2002), no modelo de Mundlak e Larson (1992), o preço doméstico de dado produto (P_{it}) pode ser expresso como função do seu próprio preço no mercado

externo (P_{it}^*) e da taxa de câmbio nominal (E_t). Matematicamente, a equação do preço doméstico é dada por:

$$P_{it} = P_{it}^* E_t. \quad (1)$$

Vale observar que essa formulação desconsidera diferenças na qualidade do produto, no custo de transporte, na estocagem do produto, no custo de marketing e em todos os outros insumos domésticos não comercializáveis. Ademais, a equação (1) fundamenta-se na hipótese de que diferenças nas taxas domésticas e internacionais de inflação são captadas pelo termo E_t .

Multiplicando-se os dois lados da equação (1) por, $\frac{1}{E_t}$ obtém-se:

$$P_{it}^{us \$} = P_{it}^*$$

em que: $P_{it}^{us \$}$ referem-se aos preços domésticos cotados em dólares.

Para incorporar efeitos de variáveis não incluídas nessa equação, um termo de erro, denotado por u , é acrescentado à equação (2), podendo ser reescrita, em termos logarítmicos, da seguinte forma:

$$p_{it}^{us \$} = p_{it}^* + s_{it} + u_{it} \quad (2)$$

em que $u \sim IID (\mu, \sigma^2)$ $E(su) = E(p^*u) = 0$, ou seja, u_{it} não é correlacionado com nenhuma das variáveis explicativas do modelo.

O modelo econométrico, em sua forma mais simples, pode ser representado por:

$$p_{it}^{us \$} = \alpha + \beta p_{it}^* + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

em que: $p_{it}^{us \$}$ é a representação logaritimizada do preço doméstico do produto i no ano t (cotado em Dólar); no presente trabalho, é a representação do preço do fumo brasileiro; P_{jt} é a representação logaritimizada do preço internacional do produto i no ano t ; no presente trabalho, é a representação do preço internacional do fumo; α constante (ou intercepto); e β é a representação da elasticidade de transmissão de preço entre esses países.

Sob o parâmetro β são levantadas algumas hipóteses a serem testadas após a estimação deste parâmetro. Se o valor de β for igual à unidade, variações de preço no mercado internacional de fumo serão plenamente transmitidas para o mercado nacional. Em contrapartida, se o valor de β for igual a zero, tem-se que variações de preço no mercado internacional não influenciarão o processo de formação do preço nacional.

2.2 Modelo analítico

2.2.1 Teste de raiz unitária

Para determinar a ordem de integração das variáveis de interesse, este trabalho utilizou o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Esse teste permite verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias (DICKEY; FULLER, 1979, 1981).

Um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em termos de notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por: (Média) $E(Y_t) = \mu$, (Variância) $\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$ e (Covariância) $\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$. (BUENO, 2008).

Um processo estocástico com as propriedades descritas anteriormente é conhecido, na literatura de séries temporais, como processo fracamente estacionário, ou estacionário em covariância, ou estacionário de segunda ordem, ou estacionário em sentido amplo⁴.

⁴ Um processo estocástico é fortemente estacionário quando todos os momentos de sua distribuição não variam ao longo do tempo.

O teste ADF consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários e pode ser expresso, conforme Enders (1995), da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\text{com: } \gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i\right) \text{ e } \beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j, \quad ,$$

em que: α_0 é o intercepto; γ descreve o comportamento da série temporal; y representa a variável dependente; Δ é a representação do operador de diferença e ε_t denota o erro, que se assume ser identicamente e independentemente distribuída. Para determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC).

O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é γ , sendo que, se $\gamma = 0$, a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística τ com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula $\gamma = 0$. A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística τ for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não-estacionária.

2.2.2 Teste de causalidade de Granger

Para verificar em que sentido as transmissões de preço ocorrem, empregou-se o teste de causalidade, seguindo a metodologia proposta por Granger (1969), que busca verificar se a incorporação de valores passados de uma variável X contribui com melhores previsões para a variável Y . Portanto, trata-se de um teste de precedência temporal e não de causalidade no sentido de uma relação de causa e efeito. Em outros termos, esse instrumental é útil para avaliar se variações de preços em um mercado precedem as variações de preços em outro mercado.

De acordo com Hamilton (1994), esse teste requer a estimativa das seguintes equações:

$$X_t = B10 + \sum Bx_i X_{t-i} + \sum Bz_i Z_{t-i} + u1t; \quad (5)$$

$$Z_t = B20 + \sum Bz_i Z_{t-i} + \sum Bx_i X_{t-i} + u2t; \quad (6)$$

em que X e Z são as variáveis em estudo; β 's os coeficientes a serem estimados; e $u1t$ e $u2t$, erros aleatórios. As possíveis direções de causalidade entre as variáveis são:

1. Causalidade unidirecional de Z para X : $Bz_i \neq 0$ e $Bx_i = 0, i = 1, 2, 3, \dots, n$.
2. Causalidade unidirecional de X para Z : $Bz_i = 0$ e $Bx_i \neq 0, i = 1, 2, 3, \dots, n$.
3. Causalidade bilateral entre Z e X : $Bz_i \neq 0$ e $Bx_i \neq 0, i = 1, 2, 3, \dots, n$.
4. Independência entre Z e X : $Bz_i = 0$ e $Bx_i = 0, i = 1, 2, 3, \dots, n$.

Conforme Granger (1988), em um modelo com duas variáveis, se houver relação de cointegração entre elas, então existe causalidade em pelo menos uma direção.

2.2.3 Análise de cointegração

Com o objetivo de identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as variáveis, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988). Utilizou-se, também, o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) para analisar o relacionamento econômico, de curto e longo prazo, entre os preços do fumo no mercado brasileiro e no mercado internacional.

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária das variáveis,

então se pode afirmar que essas variáveis são cointegradas (GREENE, 2008), ou seja, pode-se verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada. Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração $I(d)$ e existir um vetor α , com $\alpha \neq 0$, em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem $d - b$, $Z_t = \alpha' X_t \sim I(d - b)$, $b > 0$, pode-se afirmar que X é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por $X_t \sim CI(d, b)$.

O procedimento de Johansen (1988) para verificação de cointegração entre séries de tempo considera que todas as variáveis são endógenas e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

De acordo com Harris (1995), definido um vetor z_t de n variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar z_t como um Vetor Auto-regressivo (VAR) irrestrito com k defasagens de z_t :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \tag{7}$$

em que: z_t é um vetor $(n \times 1)$, A_i é uma matriz de parâmetros $(n \times n)$ e $u_t \sim IID(\mu, \sigma)^2$.

Ainda conforme Harris (1995), a equação (7) pode ser reparametrizada em termos de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) esboçado como:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \prod z_{t-k} + \varepsilon_t \tag{8}$$

em que: $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$, $(i = 1, \dots, k-1)$ e $\prod_i = -(I - A_1 - \dots - A_k)$. Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de z_t , via estimativas de $\hat{\Gamma}_i$ e $\hat{\prod}_i$,

respectivamente, onde $\Pi = \alpha\beta'$, com α representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e β a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no fato de permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo (HAMILTON, 1994). Dessa forma, os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Nesse modelo, tanto a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo quanto de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank (r) da matriz Π . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de Π é completo, então as variáveis Y_t são $I(0)$, ou seja, significa que qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária, e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; se o posto de Π é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando Π tem posto reduzido, há r vetores de cointegração.

Para Enders (1995), o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos. O primeiro deles é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a r contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que r .

Que pode ser definido por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda'_i) \quad (9)$$

em que

λ'_i = valores estimados das raízes características obtidos da matriz Π ; T = número de observações.

O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é r contra a hipótese alternativa de existência de $r + 1$ vetores de cointegração, podendo ser expresso por:

$$\lambda_{\max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda'_{r+1}) \quad (10)$$

Verificada a cointegração entre as séries analisadas, estima-se o modelo VEC, conforme definido na expressão (8).

2.2.4 Fonte de dados

As séries utilizadas no presente estudo foram obtidas de fontes secundárias, compreendendo o período de janeiro de 1999 a dezembro de 2009, totalizando 132 observações. Os dados referentes ao preço do fumo em folha recebido pelo produtor da Bahia (PBA), no Paraná (PPN), no Rio Grande do Sul (PRS), em Santa Catarina (PSC), em Sergipe (PSE) e no Brasil (PBR), foram obtidos na base da Fundação Getúlio Vargas (FGV dados) e disponibilizados em R\$/kg.

Do Site do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (ALICEWEB, 2011), foi obtida a série de preço de exportação do fumo em folha⁵ (PIT) em US\$/kg, que foi utilizada como uma *proxy* do preço internacional do tabaco. Com o objetivo de calcular as elasticidades de transmissão de preços, todas as séries foram logaritimizadas.

3 Análise e discussão dos resultados

3.1 Análise do mercado interno de fumo em folha

A primeira parte dos resultados do presente estudo tem como objetivo verificar se o mercado interno de fumo é integrado e em que magnitude ocorre a transmissão entre principais estados produtores.

⁵ Foi utilizado uma Proxy dos preços internacionais de fumo em folha, calculada através da divisão do volume exportado pelo montante obtido com a operação em cada mês analisado.

3.1.1 Teste de Estacionariedade

Antes de verificar a existência de relação de equilíbrio entre as variáveis e estimar o modelo VEC, verificou-se a ordem de integração dos dados utilizados, uma vez que o modelo exige o uso de variáveis estacionárias.

Deste modo, foi realizado o teste Dickey-Fuller nas séries logaritmizadas, e, com exceção das séries de preço do Estado da Bahia (PBA) e Sergipe (PSE), a especificação da equação de teste mais adequada foi aquela sem os termos de tendência e sem constante, que não foram estatisticamente significativos a 1% (Tabela 1).

Tabela 1 – Resultado do teste ADF para as séries logaritmizadas PRS, PBA, PPN, PSC, PSE

Série	Equação de teste ⁶	Número de defasagens	Estatística de teste
PRS	Sem constante e sem tendência	1	-2.002092 ^{NS}
ΔPRS	Com constante e sem tendência	0	-15.35996*
PBA	Sem constante e sem tendência	0	-0.106484 ^{NS}
ΔPBA	Sem constante e sem tendência	0	-11.03914*
PPN	Com constante e tendência	1	-1.677486 ^{NS}
ΔPPN	Sem constante e sem tendência	0	-15.08234*
PSC	Com constante e tendência	0	-2.801578 ^{NS}
ΔPSC	Com constante e sem tendência	4	-4.375.352*
PSE	Sem constante e sem tendência	0	-0.483165 ^{NS}
ΔPSE	Sem constante e sem tendência	0	-11.21416*

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: NS não significativo a 1 %, * significativo a 1 %.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 1, observa-se que todas as séries são não estacionárias em nível, dado que a

⁶ Como critério de escolha da equação de teste, foram utilizados os procedimentos propostos por Enders (1995, p.257).

hipótese nula de que a série tem raiz unitária não foi rejeitada ao nível de 1% de significância. Contudo, a primeira diferença de todas as variáveis analisadas é estacionária, devido à rejeição da hipótese nula.

Assim, os resultados indicaram que as séries de preços do fumo nos Estados do Rio Grande do Sul, Paraná, Bahia, Santa Catarina e Sergipe são integradas de ordem 1, I(1), uma vez que são não estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença, atendendo às condições iniciais para estimar o modelo vetorial de correção de erros (VEC).

3.1.2 Teste de Cointegração

O teste de cointegração foi utilizado a fim de determinar se as séries de preços utilizadas fazem parte do mesmo mercado econômico, ou seja, do mercado nacional de fumo em folha. Para isso, é necessário, primeiramente, identificar o número de defasagens que deverá ser incluído no modelo, sendo analisados os critérios da razão de Verossimilhança (LR), Erro de previsão final (FPE), Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannam-Quin (HQ). O resultado pode ser observado na Tabela 2 .

Tabela 2 - Resultado dos testes de seleção de defasagens para o logaritmo das séries mensais de preços do fumo utilizadas na pesquisa

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	8.63e-09	-4.378.251	-4.264.530	-4.332.055
1	1109.779	1.06e-12	-1.337.994	-12.69761*	-13.10276*
2	57.00548	9.63e-13	-1.348.118	-1.223.025	-1.297.303
3	51.79105	8.97e-13	-1.355.750	-1.173.797	-1.281.837
4	63.15995	7.34e-13	-1.376.748	-1.137.934	-1.279.736
5	74.45214	5.22e-13	-1.412.397	-1.116.723	-1.292.287
6	40.64628	5.16e-13	-1.415.780	-1.063.245	-1.272.572
7	44.05510	4.83e-13	-1.425.520	-1.016.125	-1.259.214
8	42.20905*	4.54e-13*	-14.36052*	-9.697.958	-1.246.648

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Valores em negrito indicam o número selecionado de defasagens segundo cada critério.

Verifica-se que três dos cinco testes apontaram para inclusão de oito defasagens. Os critérios AIC, LR e FPE indicaram o uso de 8 defasagens no modelo e os critérios de SC e HQ indicaram apenas uma defasagem. Dessa forma, optou-se por incluir 8 defasagens no modelo, dado que foi indicado pela maioria dos testes.

Após o teste de estacionariedade e definido o número adequado de defasagens para o VAR, foi realizado o teste de cointegração, baseado no método de Johansen (1988), com o objetivo de encontrar, caso exista, relação de longo prazo entre as séries, o(s) vetor(es) de cointegração. Para isso, foram utilizados os testes de traço e de máximo autovalor (Tabela 3).

Tabela 3 - Teste de Johansen para identificação do número de relações de co-integração entre as séries PRS, PSC, PPN, PBA e PSE

Hipótese nula	Estat. Traço	Estat. Autovalor
$r=0$	77.33402**	34.97014**
$r\leq 1$	42.36389 ^{NS}	17.73749 ^{NS}

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: NS não significativo a 5 %, ** significativo a 5 %.

Os resultados da Tabela 3 mostram que, em ambos os testes, a hipótese nula de que o posto da matriz de cointegração é nulo ($r=0$) é rejeitada a 5% de significância, apontando para a existência de no mínimo um vetor de cointegração entre as séries estudadas. Portanto, pode-se confirmar a existência de relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, visto que se identificou um vetor de cointegração.

3.1.3 Causalidade de Granger

A fim de identificar o sentido da variação dos preços do mercado de tabaco entre os Estados analisados na pesquisa (Rio Grande do sul, Paraná, Santa Catarina, Bahia e Sergipe) e evitar arbitrariedade na ordenação das variáveis do modelo vetorial de correção de erros, foi realizado o teste de causalidade de Granger, utilizando o método VAR

com as séries em sua primeira diferença. O método testa a hipótese nula de que um preço não causa o outro, e a alternativa é a de causalidade. Os resultados deste teste são esboçados na Tabela 4.

Tabela 4 – Resultado do teste de causalidade de Granger para as séries de preços (PRS, PSC, PPN, PBA, PSE).

Hipótese nula	Estatística χ^2	P-valor	Decisão
PSC não causa PRS	13.72431	0.0892***	R
PPN não causa PRS	18.33520	0.0188**	R
PBA não causa PRS	9.235111	0.3229	NR
PSE não causa PRS	12.24279	0.1407	NR
PRS não causa PSC	20.47566	0.0087*	R
PPN não causa PSC	15.41069	0.0516***	R
PBA não causa PSC	43.96532	0.0000*	R
PSE não causa PSC	14.95120	0.0601***	R
PRS não causa PPN	7.738885	0.4594	NR
PSC não causa PPN	26.87253	0.0007*	R
PBA não causa PPN	6.775983	0.5610	NR
PSE não causa PPN	1.424146	0.9939	NR
PRS não causa PBA	27.67321	0.0005*	R
PSC não causa PBA	55.99673	0.0000*	R
PPN não causa PBA	2.645254	0.9546	NR
PSE não causa PBA	23.30170	0.0030*	R
PRS não causa PSE	7.456347	0.4883	NR
PSC não causa PSE	12.69619	0.1227	NR
PPN não causa PSE	4.956480	0.7622	NR
PBA não causa PSE	21.57457	0.0058*	R

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *Significativo a 1%, **Significativo a 5%, ***Significativo a 10%, R rejeição da hipótese nula, NR não rejeição da hipótese nula.

De acordo com a Tabela 4, observa-se que variações no preço do fumo no Estado do Rio Grande do Sul (PRS) são influenciadas por variações nos preços dos Estados de Santa Catarina (PSC) e Paraná (PPN), com a rejeição da hipótese de não causalidade aos níveis de 10% e 5%, respectivamente. Do mesmo modo, os resultados indicaram que variações do preço do tabaco em Santa Catarina são causadas por variações nos preços dos outros quatro Estados analisados.

Em relação à causalidade entre os preços no Estado do Paraná e as outras variáveis, verificou-se que somente oscilações nos preços

do fumo do Estado de Santa Catarina são transferidas ao Paraná, considerando o nível de significância de 1%.

Quanto à relação entre os preços da Bahia e os demais Estados, os resultados indicaram a existência de causalidade unilateral com os preços do Rio Grande do Sul, e causalidade bilateral com os preços de Santa Catarina, uma vez que variações nos preços de um causam variações nos preços do outro. E, por fim, variações nos preços do fumo produzido nos Estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná não afetam os preços do fumo produzido em Sergipe. Apenas os preços da Bahia apresentam sentido de causalidade unilateral sobre os preços do Estado do Sergipe, ao nível de 1% de significância.

É importante destacar que o teste de causalidade de Granger não implica relação de causa e efeito, mas sim que há uma precedência temporal. Além disso, diante dos resultados apresentados quanto à causalidade e cointegração, e pela importância do Estado para produção nacional do tabaco, o preço do fumo do Paraná (PPN) foi escolhido como a variável dependente.

3.1.4 Análise da Transmissão de Preços e Correção de Erros

A análise do padrão do relacionamento no longo prazo entre as séries de preço PRS, PSC, PPN, PBA e PSE foi realizada a partir do modelo VEC (Vector Error Correction). Para isso, estimou-se um modelo com a série PPN como a variável dependente e as demais como explicativas. O motivo da escolha pela série de preços do fumo recebido pelo produtor do Paraná como variável dependente se deve ao resultado do teste de causalidade de Granger (*Block Exogeneity Wald Tests*), que indicou a série PPN como a mais exógena⁷ (menor valor da estatística Qui-Quadrado), como pode ser observado na Tabela 5.

⁷ Segundo Enders (1995), este teste calcula a significância conjunta de cada variável endógena defasada para cada equação do VEC.

Tabela 5 - VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Séries de Dados	Variável Dependente									
	PRS		PSC		PPN		PBA		PSE	
	Chi-sq	Prob	Chi-sq	Prob	Chi-sq	Prob	Chi-sq	Prob	Chi-sq	Prob
PRS	-	-	20,47	0,01	7,73	0,45	27,67	0,00	7,45	0,48
PSC	13,72	0,08	-	-	26,87	0,00	55,99	0,00	12,69	0,12
PPN	18,33	0,01	15,41	0,05	-	-	2,64	0,95	4,95	0,76
PBA	9,23	0,32	43,96	0	6,77	0,56	-	-	21,57	0,01
PSE	12,24	0,14	14,95	0,06	1,42	0,99	23,3	0,00	-	-
Total	60,22	0,001	79,46	0,00	55,61	0,00	179,81	0,001	94,76	0,00

Fonte: Resultados da pesquisa.

De acordo com este critério, ordenam-se as variáveis das mais exógenas para as mais endógenas. Logo, a ordenação correta é o preço do fumo recebido pelos produtores no Paraná, no Rio Grande do Sul, em Santa Catarina, em Sergipe e na Bahia, sucessivamente.

O modelo foi estimado com 7 lags de defasagens, como definido anteriormente, e a especificação do modelo VEC escolhido foi o que apresentava intercepto, visto que o coeficiente deste termo foi significativo ao nível de 1%⁸.

Então, a partir do vetor de cointegração estimado, pode-se escrever a relação de equilíbrio de longo prazo entre série de preços do fumo dos diferentes Estados analisados, como observado na equação abaixo:

$$PPN = - 0,45 + 2,21PRS - 1,65PSC - 0,08PSE + 0,66PBA \quad (11)$$

EP (0,341) (0,38) (0,06) (0,138)

Est. 6,47 4,34 1,21 4,74

⁸ Os valores críticos a 1 %, 5 % e 10 % são 2,576, 1,960 e 1,645, respectivamente.

A partir da equação estimada, verifica-se que os coeficientes das variáveis PRS, PSC e PBA foram significativos no nível de 1%, enquanto que o coeficiente de PSE não é significativo nem ao nível de 10%. Vale ressaltar que, antes da estimação do modelo, todas as variáveis analisadas foram transformadas em logaritmo natural. Deste modo, os coeficientes estimados na relação de cointegração observados na equação (11) devem ser interpretados como uma medida da resposta de longo prazo, em termos percentuais, da variável dependente PPN em relação a mudanças percentuais em cada uma das variáveis explicativas.

Dessa forma, de acordo com as elasticidades estimadas, a maior sensibilidade da variável PPN ocorre em relação a variações em PRS, indicando que cada variação de 1% nos preços recebidos pelos produtores do Rio Grande do Sul causa uma variação de aproximadamente 2,21% no nível de preços recebidos pelos produtores de fumo do Estado do Paraná. Essa alta elasticidade se deve ao fato que o Estado do Rio Grande do Sul ser responsável por 52% da produção na Região Sul, sendo o principal produtor nacional. Dessa forma, espera-se que variações no nível de preço nesse Estado sejam transmitidas aos outros produtores nacionais.

A segunda variável na qual o preço recebido pelo produtor de fumo no Paraná apresentou maior sensibilidade foi a PSC, em que um aumento de 1% no nível de preços recebidos pelos produtores de fumo de Santa Catarina gera uma queda de aproximadamente 1,65% nos preços do Paraná.

Em relação aos outros coeficientes estimados, a equação indica que um aumento em 1% no nível de preço do Estado da Bahia eleva o preço do fumo no Paraná em cerca de 0,66%. A variável PSE apresentou a menor elasticidade, mas, como mencionado, ela não foi significativa. Essa baixa sensibilidade do preço do Paraná em relação a variações nos preços dos Estados da Bahia e Sergipe era esperada, uma vez que a produção de fumo na Região Nordeste representa apenas 5% do total nacional. Além disso, esse volume é praticamente absorvido pelas indústrias de charutos, não afetando diretamente a produção da Região Sul, que tem maior foco na produção de cigarros e exportação.

Os métodos utilizados até o momento contribuíram para determinar a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas. Contudo, é possível que, no curto prazo, essa relação apresente certo desequilíbrio, devendo haver algum mecanismo que conduza as variáveis para o equilíbrio. Nesse sentido, o modelo VEC fornece os coeficientes de correção de erro, que são interpretados como correção percentual por período de um desequilíbrio de curto prazo. Os coeficientes de ajustamento para equação estimada são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5 - Coeficientes de correção de erro do modelo VEC para as para as séries PPN, PRS, PSC, PSE, PBA

	Δ PPN	Δ PRS	Δ PSC	Δ PSE	Δ PBA
Coefficiente	-0.129516	0.092861	0.006691	0.021509	0.456761
Erro padrão	0.05231	0.04487	0.04002	0.18529	0.14095
Estat. T	-2.47577**	2.06952**	-0.16719 ^{NS}	-0.11609 ^{NS}	3.24064*

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *Significativo a 1%, **Significativo a 5%; ***Significativo a 10%, NS não significativo.

De acordo com os coeficientes de correção de erro expostos na Tabela 5, observa-se que 12,9% do desequilíbrio de curto prazo referente à trajetória de longo prazo da variável PPN são corrigidos a cada mês, indicando que precisaria, em média, 7,8 meses para corrigir o desequilíbrio. Em relação ao coeficiente estimado para a variável PRS, verifica-se que a correção é de 10,2% por mês, ou seja, na ocorrência de possíveis choques no preço de fumo no Rio Grande do Sul, seriam necessários aproximadamente 10,8 meses para que os preços do tabaco retornassem a seu nível de equilíbrio. Já o coeficiente obtido para a variável PBA indica que a correção é de, aproximadamente, 45,6% por mês, ou seja, os erros são corrigidos em 2,2 meses. A correção de erros não foi significativa para as variáveis PSC e PSE ao nível de 10% de significância, não podendo ser feita nenhuma consideração a respeito da correção de erros para essas variáveis.

3.1.5 Decomposição da variância

As Tabelas 6 a 10 mostram os resultados da decomposição da variância para as séries de preço do fumo recebido pelo produtor do Paraná (PPN), preço do fumo no Rio Grande do Sul (PRS), preço do fumo em Santa Catarina (PSC), preço do fumo em Sergipe (PSE) e no Estado da Bahia (PBA).

No que tange à decomposição da variância dos erros de previsão de PPN, a Tabela 6 mostra que, após doze meses da incidência de um choque não antecipado sobre essa variável, 53,82 % da decomposição da variância dos erros de previsão devem-se a ela própria, sendo 19,03% atribuído à variável PSC, o que indica uma forte influência de PSC sobre PPN.

Tabela 6 – Decomposição da variância dos erros de previsão de PPN

Período	PPN	PRS	PSC	PSE	PBA
1	100	0	0	0	0
3	87,15	1,05	8,03	0,48	3,27
6	66,29	10,98	12,41	0,95	9,35
9	56,30	14,53	15,77	1,03	12,35
12	53,82	15,29	19,03	0,82	11,02

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em relação aos resultados da decomposição da variância dos erros dos preços do fumo no Rio Grande do Sul, nota-se que, no primeiro mês, 95,63% são explicados pelo próprio preço e 4,36% referem-se à influência da variável PPN. Entretanto, após 12 meses, a participação de PPN na formação da variável PRS aumenta para 30,89%, enquanto as variáveis PSC, PSE e PBA participam com 14,24%, 2,12% e 0,79% na formação da variável PRS, respectivamente (Tabela 7).

Tabela 7 – Decomposição da variância dos erros de previsão de PRS

Período	PPN	PRS	PSC	PSE	PBA
1	4,36	95,63	0	0	0
3	11,23	78,09	8,71	0,94	1,01
6	29,67	60,01	8,67	1,02	0,62
9	28,60	55,47	13,11	2,03	0,77
12	30,89	51,93	14,24	2,12	0,79

Fonte: Resultados da pesquisa.

No que se refere à série de preços do fumo recebidos pelos produtores de Santa Catarina, a maior parcela da decomposição do erro de previsão é decorrente do próprio comportamento da variável. De acordo com os resultados da Tabela 8, após 12 meses da ocorrência de um choque não antecipado sobre PSC, cerca de 67,24% da decomposição de seu erro deve-se à sua própria influência. A variável PPN também tem grande participação, explicando 16,53% da variância do erro de previsão de PSC no período analisado.

Tabela 8 – Decomposição da variância dos erros de previsão de PSC

Período	PPN	PRS	PSC	PSE	PBA
1	0,12	0,85	99,02	0	0
3	3,08	0,58	82,37	0,63	13,32
6	5,71	2,52	75,02	0,67	16,07
9	14,69	3,31	66,31	0,66	15,01
12	16,53	2,64	67,24	1,62	11,95

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados da decomposição da variância para os preços de Sergipe (PSE) e Bahia (PBA) são apresentados nas Tabelas 9 e 10. Nota-se que a série PPN explica, a partir do terceiro mês, 6,72% a 25,27% da variância do erro de previsão de PSE, enquanto a variável PSC explica de 2,82% a 20,54% no mesmo período. No final de 12 meses, 31,83%

da decomposição do erro de previsão de PSE deve-se à influência do próprio preço.

Tabela 9 – Decomposição da variância dos erros de previsão de PSE

Período	PPN	PRS	PSC	PSE	PBA
1	7,01	0,06	0,36	92,56	0
3	6,72	5,31	2,82	79,66	5,46
6	12,04	10,79	8,81	62,65	5,67
9	20,41	16,64	15,20	43,15	4,58
12	25,27	18,88	20,54	31,83	3,46

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em relação à série PBA, verifica-se que, após 12 meses, as variáveis PPN e PSC tiveram maior impacto na variância do erro de previsão, que foi de 17,76% e 47,25%, respectivamente.

Tabela 10 – Decomposição da variância dos erros de previsão de PBA

Período	PPN	PRS	PSC	PSE	PBA
1	0,02	2,30	9,57	3,28	84,80
3	2,05	1,98	23,56	1,44	70,95
6	10,76	2,39	48,21	0,85	37,76
9	14,93	2,35	46,94	2,04	33,72
12	17,76	3,04	47,25	4,81	27,12

Fonte: Resultados da pesquisa.

3.1 Análise do mercado internacional de fumo em folha

Após realizada a análise acerca da integração do mercado nacional de fumo entre os principais estados produtores, o presente estudo buscou verificar se os mercados de fumo internacional e nacional são integrados. Para isto, foram replicados os testes econométricos a fim de determinar em que magnitude se dá a transmissão de preços do mercado externo para o interno de fumo.

3.2.1 Teste de estacionariedade

O resultado do teste de raiz unitária para as variáveis de preços de fumo no mercado interno (PBR) e externo (PIT) são apresentados na Tabela 11. A especificação mais adequada da equação de teste foi aquela com o termo de intercepto e sem tendência, somente a primeira diferença da série de preços do fumo no mercado internacional que apresentou divergências, sendo retirado também o termo de intercepto (Tabela 11).

Tabela 11 – Resultado do teste ADF para as séries logaritimizadas PBR e PIT.

Série	Equação de Teste	Número de defasagens	Estatística de teste
PBR	Com constante e sem tendência	0	-0.7535369 ^{NS}
Δ PBR	Com constante e sem tendência	0	-12.94077*
PIT	Com constante e sem tendência	0	-3.218959 ^{NS}
Δ PIT	Sem constante e sem tendência	2	-10.16950*

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: NS não significativo a 1 %, * significativo a 1 %.

Os resultados indicaram que todas as séries são não estacionárias em nível, contudo, a primeira diferença de todas as séries são estacionárias em nível de 1 % de significância. Portanto, têm-se as condições iniciais para estimar um modelo de correção de erros vetoriais (VEC), pois as séries são integradas de mesma ordem.

3.2.2 Teste de cointegração

Antes de realizar os procedimentos do teste de cointegração, foram analisados os critérios da razão de Verossimilhança (LR), Erro de previsão final (FPE), Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannam-Quin (HQ) para determinar o número de defasagens a ser empregado no modelo.

Tabela 12 - Resultado dos testes de seleção de defasagens para o logaritmo das séries mensais de preços do fumo utilizadas na pesquisa.

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.004853	0.347566	0.393054	0.366044
1	730.7964	1.23e-05*	-5.627558*	-5.491093*	-5.572122*
2	4.489483	1.27e-05	-5.600768	-5.373326	-5.508376
3	3.994892	1.31e-05	-5.570397	-5.251978	-5.441047
4	9.873246*	1.28e-05	-5.591735	-5.182339	-5.425429
5	1.263285	1.35e-05	-5.538398	-5.038026	-5.335135
6	2.516639	1.41e-05	-5.496555	-4.905205	-5.256335
7	1.900503	1.48e-05	-5.449474	-4.767148	-5.172297
8	3.428916	1.53e-05	-5.417004	-4.643701	-5.102870

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Valores em negrito indicam o número selecionado de defasagens segundo cada critério.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 12, quatro dos critérios analisados apontaram para inclusão de uma defasagem no modelo VAR, e apenas o critério da Razão de Verossimilhança (LR) indicou a inclusão de quatro defasagens. Portanto, o vetor de correção de erro deve ser estimado sem nenhuma defasagem.

A Tabela 13 mostra o resultado do teste de cointegração para as variáveis analisadas. Os testes de traço e de máximo autorvalor indicaram que as séries apresentavam 1 vetor de cointegração ao nível de significância de 5%. Este resultado indica que o preço do fumo recebido pelos produtores no Brasil e o preço internacional são cointegrados, ou seja, apresentam uma relação de equilíbrio no longo prazo.

Tabela 13 - Teste de Johansen para identificação do número de relações de co-integração entre as séries PBR e PIT

Hipótese nula	Estat. Traço	Estat. Autovalor
$r=0$	28.54633**	24.42390**
$r\leq 1$	4.122435 ^{NS}	4.122435 ^{NS}

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: NS não significativo a 5 %, ** significativo a 5 %.

3.2.3 Causalidade de Granger

Os resultados do teste de Granger para a análise do mercado internacional de fumo em folha encontram-se na Tabela 14. O objetivo do método foi identificar o sentido da variação de preços e definir um ordenamento estatisticamente consistente das variáveis estudadas, sendo calculado a partir do método VAR com as séries em sua primeira diferença, como feito na análise do mercado de fumo nacional.

Tabela 14 – Resultado do teste de causalidade de Granger para as séries de preços PBR e PIT

Hipótese Nula	Estatística χ^2	P-valor	Decisão
PBR não causa PIT	5.423239	0.0199**	R
PIT não causa PBR	2.008585	0.1564	NR

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *Significativo a 1%, **Significativo a 5%; ***Significativo a 10%, R rejeição da hipótese nula, NR não rejeição da hipótese nula.

De acordo com os resultados encontrados, observa-se que variações do nível de preços pagos aos produtores brasileiros de fumo precedem variações do nível de preços do produto no mercado externo.

3.2.4 Análise da Transmissão de Preços e Correção de Erros

A partir do resultado dos testes de causalidade de Granger e de cointegração, estimou-se um modelo VEC com a variável PBR como variável dependente e a variável PIT como explicativa, com o intuito de

analisar o padrão de relacionamento de longo prazo entre essas séries. A equação de cointegração que representa a relação de equilíbrio entre as variáveis bem como a elasticidade de transmissão de preço no longo prazo são apresentadas na equação abaixo:

$$PBR = 2,269 - 3,309PIT \quad (12)$$

$$EP \quad (8,827)$$

$$Est. \quad 4,002$$

De acordo com a Equação 12 estimada, verifica-se que o coeficiente obtido para a variável PIT foi estatisticamente significativo ao nível de 1%. Esse resultado indica que cada variação de 1% no nível de preços de fumo no mercado internacional causa uma variação de 3,31% no nível de preços pagos aos produtores de fumo no Brasil.

A Tabela 15 apresenta os coeficientes de correção de erros para o modelo exposto na Equação 12. Assim, observa-se que os preços de fumo no mercado interno se ajustaram a desequilíbrios nos preços do fumo no mercado internacional, sendo o coeficiente estimado significativo ao nível de 1%, considerando o teste t. Assim, os resultados indicam que cerca de 5,5% do desequilíbrio de curto prazo, referente à trajetória de longo prazo, são corrigidos a cada mês, ou seja, a diferença na transmissão de curto prazo é corrigida em, aproximadamente, 18,2 meses. Esse resultado demonstra que esses desequilíbrios transitórios são corrigidos lentamente. Já o coeficiente de correção de erro da variável PBR não foi significativo ao nível de 10%.

Tabela 15 - Coeficientes de correção de erro do modelo VEC para as para as séries PBR e PIT.

	ΔPBR	ΔPIT
Coeficiente	0.004844	0.054817
Erro padrão	0.00409	0.01592
Estat. t	1.18454 ^{NS}	3.44281*

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *Significativo a 1%, NS não significativo.

3.2.5 Decomposição da variância

Na Tabela 16 são apresentados os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão das séries de preços do fumo no mercado nacional e internacional. Os resultados indicam que, após 12 meses da ocorrência de um choque não antecipado sobre a variável PBR, 5,55% da decomposição da variância dos erros de previsão foi explicada pela série de preços do fumo no mercado externo (PIT), sendo o restante explicado pelo seu próprio comportamento. Em contrapartida, apenas 1,27% da variância do erro de previsão dos preços externos (PIT) pode ser atribuída à variável PBR, sendo a maior parcela explicada pela própria variável.

Tabela 16 – Decomposição da variância dos erros de previsão de PBR e PIT.

Período	Decomposição da variância dos erros de previsão de PBR		Decomposição da variância dos erros de previsão de PIT	
	PBR	PIT	PBR	PIT
1	100	0	1,04	98,96
3	98,17	1,23	0,59	99,41
6	96,59	3,41	0,65	99,35
9	95,38	4,62	0,91	99,09
12	94,45	5,55	1,27	98,73

Fonte: Resultados da pesquisa.

4 Conclusão

Devido à importância da fumicultura no Brasil, tanto no âmbito interno como no externo, o presente trabalho buscou verificar se os mercados de fumo internacional e nacional são integrados. Isto é, se existe transmissão de variações de preços entre esses mercados e entre os principais produtores nacionais.

Em relação ao mercado interno, os resultados indicam que os preços de fumo recebidos pelos produtores dos Estados do Rio Grande

do Sul, Paraná, Santa Catarina, Bahia e Sergipe apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo, dado que o teste de cointegração de Johansen apontou a existência de um vetor de cointegração. Os resultados também demonstram, com base nos coeficientes estimados no modelo VEC, que os preços de fumo pagos aos produtores do Paraná são mais sensíveis a variações nos preços do Rio Grande do Sul. Os coeficientes de correção de erro obtidos mostram que os preços do fumo no Paraná se ajustam mais rapidamente a desequilíbrios nos preços do Estado da Bahia. Já os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão indicaram que os preços do fumo no Paraná e no Rio Grande do Sul tiveram grande participação na formação das variáveis analisadas.

Os resultados obtidos para a análise do mercado internacional de fumo evidenciam que os preços do fumo tanto no mercado internacional como no Brasil são cointegrados, ou seja, apresentam uma relação de equilíbrio no longo prazo. Além disso, apesar de ser um setor consolidado e eficiente, variações no preço do tabaco no mercado internacional causam variações negativas nos preços do mercado interno. Os coeficientes de correção de erro ainda apontaram que os preços do fumo no Brasil se ajustam lentamente a desequilíbrios de curto prazo nos preços do fumo no mercado internacional. Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão também indicaram uma pequena influência dos preços externos do fumo em folha na formação do preço no mercado nacional.

Outro estudo que poderia complementar os resultados obtidos nesta pesquisa deveria incluir outras variáveis, principalmente na análise do mercado internacional, como a taxa de câmbio, entre outras, de modo a identificar os principais fatores que podem afetar o desempenho do país no comércio mundial de fumo.

5 Referências

AGUIAR, D. R. D. A questão da transmissão de preços agrícolas. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, DF, v. 31, n. 4, p. 291-308, out./dez. 1993.

ASSOCIAÇÃO DOS FUMICULTORES DO BRASIL. *Estrutura*. Disponível em: <www.afubra.com.br>. Acesso em: 12 maio 2011.

ALICEWEB. *Estatísticas*. Disponível em: <http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br>. Acesso em: 20 de jan., 2011.

ARDENI, P. G. Does the law of one price really hold for commodity prices? *American Journal of Agricultural Economics*, v. 71, n. 3, p. 661-669, 1989.

BALCOMBE, B. K.; MORRISON, J. *Commodity price transmission: a critical of techniques and an application to select tropical export commodities*. Roma: FAO, 2002.

BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JUNIOR, S. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 12, n. 2, p. 79-108, jul./dez. 2002.

BUENO, R. D. L. D. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008

DEPARTAMENTO DE ESTUDOS SÓCIO-ECONÔMICOS RURAIS. *Sobre*. Disponível em: <http://www.deser.org.br>. Acesso em: 4 jan., 2011.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, p. 1057-1073, 1981.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley, 1995.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial price transmission. In: GARDNER, B.; RAUSSER, G. (Ed.). *Handbook of agricultural economics*. Amsterdam: Elsevier, 2001.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS. *Statistical databases*. Disponível em: <<http://www.fao.org>>. Acesso em: 4 ago. 2011.

FRANCHINI, A. A.; MOTA, M. M. O comportamento da cultura do fumo no Brasil: período 1980-2004. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 43., 2005, Ribeirão Preto, SP. *Anais...* Ribeirão Preto, SP, 2005. CD-ROM.

GRANGER, C. W. J. Causality, cointegration, and control. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, n. 2/3, p. 551-559, 1988.

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

GREENE, W. H. *Econometrics analysis*. 6th ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.

HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R. I. D. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf, 1995.

INTERNATIONAL TOBACCO GROWERS' ASSOCIATION. *History of the ITGA*. Disponível em: <www.tobacoleaf.org>. Acesso em: 15 jul. 2011.

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

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. *International economics: theory and policy*. 5th ed. Massachusetts: Addison Wesley, 2005.

MILJKOVIC, D. The law of one price in international trade: a critical review. *Review of Agricultural Economics*, v. 21, n. 1, p. 126-139, Spring/Summer, 1999.

MUNDLAK; Y; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Economic Review*, v. 6, n. 3, p. 399-422, 1992.

OLIVEIRA, M. A.; BIOLCHI, M. Fumo: produção brasileira cresce e exportações aumentam. *Boletim do Deser*, Curitiba, n. 141, dez. 2004. p. 27-32.

SECRETARIA DE COMÉRCIO EXTERIOR. Disponível em: <<http://www.fao.org>>. Acesso em: 4 ago. 2011.

SINDICATO DA INDÚSTRIA DO TABACO. Disponível em: <www.sinditabaco.com.br>. Acesso em: 21 abr. 2011.