



## TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO DO TABACO DO RIO GRANDE DO SUL (2000-2020)

**Nome: Leonardo Sangoi Copetti**

Doutorando em Administração

Instituição: Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)

E-mail: [leonardocopetti@hotmail.com](mailto:leonardocopetti@hotmail.com).

**Nome: Daniel Arruda Coronel**

Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV),

Instituição: Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)

E-mail: [daniel.coronel@uol.com.br](mailto:daniel.coronel@uol.com.br)

**Resumo:** O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre as variações cambiais e os preços de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul, relação definida como o *pass-through* da taxa de câmbio, tendo como referência o período de janeiro de 2000 a janeiro de 2020. Neste sentido, fez-se uso dos instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros. Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do tabaco gaúcho ocorreram de forma incompleta no período total e no segundo subperíodo e nula no primeiro subperíodo, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, já que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

**Palavras-chave:** Tabaco; Preços de Exportação; Taxa de Câmbio; *Pass-Through*

## TRANSMISSION OF EXCHANGE RATE VARIATION FOR THE EXPORT PRICES OF TOBACCO OF RIO GRANDE DO SUL (2000-2020)

**Abstract:** The objective of this work consisted in the examination of the relation between the exchange rate variations and the export prices of tobacco of Rio Grande do Sul, relation defined as the pass-through of the exchange rate, having as reference the period from January 2000 to January 2020. In this sense, we used instrumental of time series, especially the Vector Error Correction Model. The results found provided indications that the degree of pass-through of the exchange rate for the export prices of tobacco of Rio Grande do Sul occurred in an incomplete way in the total period and in the second sub-period and null in the first sub-period, representing those depreciations of the exchange rate do not translate themselves in significant gains of competitiveness, since that they do not reduce expressively the export prices.

**Keywords:** Tobacco; Export Prices; Exchange Rate; Pass-Through



## 1 Introdução

Segundo o *International Trade Centre* – ITC (2020), o Brasil é o maior exportador mundial de tabaco, visto que, no ano de 2019, o total exportado foi de US\$ 2,04 bilhões, o que representou 19,34% das exportações mundiais, que foram de US\$ 10,55 bilhões, sendo o estado do Rio Grande do Sul (RS) responsável por 79% do total do tabaco exportado pelo país com US\$ 1,63 bilhões (Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC, 2020).

Além disso, conforme dados do MDIC (2020), os principais produtos exportados pelo Rio Grande do Sul, em 2019, foram, a soja, com US\$ 4,14 bilhões (22,32%), o tabaco, com US\$ 1,63 bilhões (8,79%) e flutuantes ou plataformas de perfuração ou submersíveis, com US\$ 1,29 bilhões (6,95%), sendo que o total das exportações do estado foi de US\$ 18,55 bilhões. Em comparação com o ano de 2000, as exportações de tabaco tiveram um incremento de 155%, neste ano foram de US\$ 640 milhões. Ainda, os dez principais países de destino do tabaco gaúcho, representando uma média de 71% das exportações, de 2000 a 2019, foram Bélgica (17%), China (17%), Estados Unidos (13%), Alemanha (6%), Rússia (4%), Indonésia (4%), Holanda (3%), Filipinas (3%), Paraguai (3%) e Polônia (2%).

De acordo com dados do *International Trade Centre* - ITC (2020), os três maiores exportadores mundiais de tabaco foram, respectivamente, Brasil, com US\$ 2,04 bilhões (19,34%), Bélgica, com US\$ 1,09 bilhões (10,33%) e Estados Unidos, com US\$ 1,02 bilhões (9,67%). Por outro lado, os três maiores importadores mundiais de tabaco foram, respectivamente, Bélgica, com US\$ 1,15 bilhões (10,51%), China, com US\$ 960 milhões (8,78%) e Alemanha, com US\$ 800 milhões (7,31%). Além disso, segundo a *World Trade Organization* – WTO (2020), o único dos três maiores importadores que aplica taxas de importação sobre o tabaco é a China, com uma média de 10%.

Segundo Obstfeld e Rogoff (1995), as políticas macroeconômicas consideradas ótimas para uma região dependem, dentre outros fatores, de como os exportadores definem seus preços, se fixam seu preço com base na sua própria moeda (*producer currency pricing* - PCP), ou com base na moeda do mercado de destino de seu produto (*local currency pricing* - LCP), sendo que esta escolha influencia o ambiente macroeconômico através do grau de repasse cambial (*pass-through*) aos preços. Desta forma, no caso de PCP, uma depreciação cambial produz a redução no preço na moeda de destino das exportações, aumentando a quantidade demandada, e no caso de LCP, uma depreciação cambial produz a elevação do *mark-up* do exportador, sem que a quantidade demandada se altere.

Além disso, outro ponto de relevância na determinação do grau de *pass-through* cambial é a percepção dos exportadores sobre se as mudanças da taxa de câmbio são transitórias ou permanentes. Para Tejada e Silva (2008), a mudança na taxa de câmbio percebida como transitória terá pouco efeito na determinação dos preços de exportação, por outro lado, a maior confiabilidade na previsão da taxa de câmbio futura relaciona-se a um efeito maior nos preços de exportação e o repasse da variação cambial integralmente aos preços.

Na literatura econômica, diversos estudos apresentaram uma influência parcial das variações cambiais sobre os preços de exportação do país, representando o *pass-through* incompleto. No contexto nacional, destacam-se as pesquisas realizadas por Cruz Jr. ; Silva (2004), Tejada ; Silva (2008), Fraga *et al.* (2008), Correa (2012), Copetti; Vieira ; Coronel (2012), Vieira ; Coronel (2013), Souza (2018), Souza; Raniero ; Rosa (2018), Copetti ; Coronel (2019a, 2019b, 2019c, 2019d, 2019e, 2019f, 2019g, 2019h, 2019i, 2020a, 2020b).

Para Ferreira e Sanso (1999), países que fizeram tardiamente seu processo de industrialização como o Brasil são geralmente considerados com pouco controle sobre os



preços que vendem nos mercados internacionais. Desta forma, as variações na taxa de câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, ou seja, a competitividade do exportador é baixa e o coeficiente de *pass-through* tende a ser nulo.

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste trabalho é responder à seguinte questão: existe diferença entre o grau de *pass-through* para os preços do Rio Grande do Sul de exportação do tabaco no período total de 01/2000 a 01/2020, e nos subperíodos de 01/2000 a 01/2010 e 02/2010 a 01/2020?

A partir do desenvolvimento deste estudo, têm-se elementos para auxiliar na compreensão da magnitude com que as variações cambiais são transmitidas aos preços do tabaco, bem como para entender mais sobre as estratégias de preço adotadas pelos exportadores gaúchos e de como a política econômica e cambial pode impactar sua competitividade. Além disso, o presente estudo diferencia-se dos demais realizados pela análise em subperíodos, e adiciona a literatura de competitividade pela escassez de estudos sobre o mercado do tabaco e coeficiente de *pass-through*, não sendo encontrado na literatura nacional e internacional estudos sobre o tema.

O presente trabalho está estruturado em quatro seções, além desta introdução. Na segunda seção, são apresentados os estudos utilizando a metodologia *Pass-through*, na seção três os procedimentos metodológicos são descritos; na seção quatro os resultados são analisados e discutidos; e por fim, na última seção, são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

## **2 *Pass-through* no mercado brasileiro**

Cruz Jr. & Silva (2004) estudaram o coeficiente de *pass-through* para a exportação trimestral dos produtos agropecuários brasileiros no período compreendido do 3º trimestre de 1994 a 2º trimestre 2003. Foram utilizadas as seguintes séries para a estimação do modelo: o índice de preços de exportação para produtos agropecuários do Brasil, o índice de preços de atacado para lavouras de exportação (IPA-OG) como *proxy* para o custo de produção, a taxa de câmbio nominal (real/dólar) fim do período, e, para o preço internacional, foi utilizada série de preços de importação de *commodities* dos Estados Unidos. Os autores utilizaram-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, os autores encontram um coeficiente de *pass-through* de -0,53, representando que as variações da taxa de câmbio afetam parcialmente o preço de exportação dos produtos agropecuários brasileiros, ou seja, uma depreciação cambial produz efeito limitado na redução dos preços de exportação, no aumento da demanda pelas exportações e na competitividade do exportador. Desta forma, as variações na taxa de câmbio produzem efeitos na moeda doméstica e nas margens de lucro do exportador, porque, em períodos de desvalorização cambial, o exportador aumenta sua margem de lucro e, em períodos de valorização cambial, o exportador é forçado a comprimir sua margem de lucro.

Tejada e Silva (2008) analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil, utilizando a metodologia do filtro de *Kalman*, gerando um coeficiente variável ao longo do tempo, com dados trimestrais, no período do primeiro trimestre de 1980 ao primeiro trimestre de 2004. O modelo estimado pelos autores, com base no modelo de Ferreira (2000), relaciona como variável depende o logaritmo natural dos preços de exportação em dólares, e como variáveis independentes, o logaritmo natural do custo de produção, utilizado o Índice de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna – IPA-DI, o logaritmo natural da taxa de câmbio nominal real/ dólar e o logaritmo natural do preço das exportações mundiais em dólares. Em relação aos setores pesquisados e às respectivas participações, totalizaram 65,86% das exportações



totais brasileiras no ano de 2004, dentre eles, Peças e Outros Veículos (10,29%), Siderurgia (7,11%), Extrativa Mineral (8,41%), Máquinas e Tratores - MAQ (5,33%), Veículos Automotores (5,05%), Óleos Vegetais (4,96%), Refino de Petróleo (4,55%), Madeira e Mobiliário (4,14%), Beneficiamento de Produtos Vegetais (3,22%), Metalurgia de Não Ferrosos (3,16%), Celulose Papel e Gráfica (3,06%), Material Elétrico (2,34%), Elementos Químicos (2,15%), e Equipamentos Eletrônicos (2,10%). Como resultados, os setores analisados apresentaram um *pass-through* oscilando entre um mínimo coeficiente médio de -0,14 e um máximo de -0,34, indicando um reduzido ganho de competitividade aos exportadores, já que desvalorizações cambiais não reduziram significativamente os preços das exportações em dólares, não implicando necessariamente no aumento da margem de lucro dos exportadores, pois, dependendo do setor, e, levando em consideração os insumos importados que se elevam na depreciação cambial, a margem pode até reduzir.

Fraga *et al.* (2008) investigaram o repasse da variação da taxa de câmbio para os preços mensais de exportação da soja em grão do Brasil, utilizando os testes de raiz unitária (ADF), de cointegração de Johansen e o modelo vetorial de correção de erros (VEC), no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. O modelo estimado pelos autores, com base no modelo de Ferreira (2000), relaciona como variável depende o logaritmo natural dos preços de exportação em dólares, utilizado o índice de preços de soja FOB-Paranaguá, e como variáveis independentes, o logaritmo natural do custo de produção, utilizado o Índice de Preços por Atacado para lavouras de exportação - IPA-OG, o logaritmo natural da taxa de câmbio nominal real/ dólar e o logaritmo natural do preço internacional da soja em dólares. Os resultados indicaram um coeficiente de *pass-through* no valor de -0,34, representando um *pass-through* incompleto, ou seja, que as variações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, afetando apenas o *mark-up* do exportador.

Correa (2012) analisou o impacto das variações cambiais sobre as exportações de 26 setores da economia brasileira, utilizando a metodologia autorregressiva com defasagens distribuídas (ADL), no período de 1995 a 2005. Os setores pesquisados foram extrativa mineral, extração de petróleo e gás, minerais não metálicos, siderurgia, metalurgia dos não ferrosos, outros produtos metalúrgicos, fabricação de máquinas e tratores, material elétrico, equipamentos eletrônicos, automóveis, outros veículos e peças, madeira e mobiliário, papel e gráfica, indústria da borracha, elementos químicos não petroquímicos, refino de petróleo e petroquímica, fabricação de produtos químicos diversos, indústria têxtil, fabricação de artigos de couro e calçados, indústria do café, beneficiamento de produtos vegetais, abate de animais, indústria do açúcar, fabricação de gorduras e óleos vegetais, outros produtos alimentares e bebidas, e indústrias diversas. As variáveis utilizadas no modelo econométrico foram o preço das exportações brasileiras de 26 setores classificados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, a taxa de câmbio nominal, o custo doméstico utilizando uma metodologia para custo setorial, o preço das exportações dos concorrentes internacionais correspondendo ao índice de preços das importações norte-americanas e o grau de utilização da capacidade instalada calculada pela Fundação Getúlio Vargas - FGV. Como resultados, o trabalho indicou coeficientes de *pass-through* incompletos para os diversos setores pesquisados, com coeficientes de maior magnitude em setores de menor intensidade tecnológica (com exceção de equipamentos eletrônicos e outros veículos e peças), representando os setores de melhor desempenho exportador brasileiro.

Copetti, Vieira e Coronel (2012) realizaram pesquisa sobre a transmissão da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do grão de soja no Brasil e na Argentina, no período de 03/1999 a 02/2011. Para tanto, utilizam-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros - VEC. Os resultados revelaram um coeficiente de *pass-through* incompleto para o Brasil (-0,11) e nulo para Argentina. No mercado brasileiro, a



estimativa do coeficiente indicou que a variação da taxa de câmbio exerce influência parcial sobre os preços médios de exportação do grão de soja, ou seja, a variação de 1% na taxa de câmbio é repassada 0,11% no mesmo sentido para o preço médio de exportação do grão de soja no Brasil. Já para o mercado argentino, as variações da taxa de câmbio não exercem influência sobre os preços médios de exportação do grão de soja.

Outro estudo desenvolvido pelos autores Copetti, Vieira e Coronel (2013) analisaram o relacionamento da taxa de câmbio (real/ euro - R\$/€) e os preços de exportação do grão de soja entre Estados Unidos, Brasil e Argentina (em euro/ toneladas - €/ toneladas), no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012. Para tanto, os autores usaram testes de estacionariedade das séries (ADF e KPSS), o teste de cointegração de Johansen e o modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, foram identificados um coeficiente de *pass-through* incompleto para os Estados Unidos e coeficientes nulos para o Brasil e Argentina. No mercado norte-americano, o coeficiente de -0,65 indica influência parcial da variação na taxa de câmbio (dólar/ euro - US\$/€) sobre o preço de exportação do grão de soja (€/ toneladas), e uma variação de 0,65% no mesmo sentido do preço de exportação do grão de soja produzida pela variação de 1% na taxa de câmbio. Já nos mercados brasileiros e argentinos, a variação da taxa de câmbio não exerce influência sobre os preços de exportação do grão de soja.

Souza (2018) buscou avaliar a influência das variações cambiais no desempenho exportador do milho e do algodão considerando dados mensais de janeiro de 2002 a dezembro de 2016. Para estimar o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho e do algodão, o autor empregou o Modelo Vetorial de Correção de Erros. Os resultados mostraram que o *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação do milho foi incompleto no valor de 0,419, implicando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa cultura, e também, no mesmo modelo, apresentou um coeficiente inelástico para o preço internacional do milho no valor de -0,507. No caso do algodão, o *pass-through* para o preço de exportação do algodão foi nulo, indicando que as variações cambiais agiram impactando apenas o *mark-up* do exportador dessa *commodity*.

Souza, Raniero e Rosa (2018) avaliaram o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportações, em dólares e em reais, do açúcar brasileiro de janeiro de 2012 a dezembro de 2016. Os autores utilizaram as ferramentas econométricas de séries temporais multivariadas, com destaque para o Modelo Vetorial de Correção de Erro. Os resultados apontaram um *pass-through* incompleto da taxa de câmbio para os preços de exportações do açúcar, em dólares e em reais, tendo baixo coeficiente (-0,03) de *pass-through* cambial para o preço em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais.

Copetti e Coronel (2019a, 2019b, 2019c, 2019d, 2019e, 2019f, 2019g, 2019h, 2019i, 2020a, 2020b) desenvolveram diversos estudos sobre as exportações do agronegócio brasileiro e o coeficiente de *pass-through*, dos produtos óleo de soja, celulose, milho, açúcar, café robusta, farelo de soja, arroz, e grão de soja, no período de janeiro de 1997 a março de 2019. Para tanto, utilizam-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Os resultados indicaram *pass-through* incompleto para o óleo de soja, a celulose, o milho, o açúcar, o café robusta, o arroz e o grão de soja. Já para o farelo de soja o coeficiente de *pass-through* foi nulo.

No Quadro 1, faz-se uma síntese dos estudos sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras.

<b>Autores</b>	<b>País / países</b>	<b>Período</b>	<b>Produtos</b>	<b>Metodologia/ objetivo do estudo</b>	<b>Resultados</b>
Cruz Jr. e Silva (2004)	Brasil	3° trim./ 1994- 2° trim./ 2003	produtos agropecuários	Modelo VEC / coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (- 0,53)
Tejada e Silva (2008)	Brasil	01/1980- 01/2004	exportações setoriais	filtro de <i>Kalman</i> / coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (entre -1 e zero)
Fraga <i>et al.</i> (2008)	Brasil	07/1994- 12/2004	grão de soja	Modelo VEC/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (- 0,34)
Correa (2012)	Brasil	1995- 2005	exportações setoriais	Econometria de series temporais/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompletos para os setores pesquisados
Copetti, Vieira e Coronel (2012)	Brasil e Argentina	03/1999- 02/2011	grão de soja	Modelo VEC / coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,11)
Copetti, Vieira e Coronel (2013)	Estados Unidos, Brasil e Argentina	01/2003- 01/2012	grão de soja	Modelo VEC / coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> nulo
Souza (2018)	Brasil	01/2002- 12/2016	milho e algodão	Modelo VEC / coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para o milho (0,419) e <i>pass-through</i> nulo para o algodão
Souza, Raniero e Rosa (2018)	Brasil	01/2012- 12/2016	açúcar	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	baixo coeficiente (-0,03) de <i>pass- through</i> cambial para os preços em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais
Copetti e Coronel (2019a, 2019b, 2019c, 2019d, 2019e, 2019f, 2019g, 2019h, 2019i, 2020a, 2020b)	Brasil	01/1997- 03/2019	óleo de soja, celulose, milho, açúcar, café robusta, farelo de soja, arroz, e grão de soja	Modelo VEC / coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para o óleo de soja, a celulose, o milho, o açúcar, o café robusta, o arroz e o grão de soja, e nulo para o farelo de soja

**Quadro 1** - Síntese dos estudos empíricos

Fonte: Organização dos autores.

Nesta subseção, foram reunidos estudos realizados sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras a fim de analisar a relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação do Brasil.

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de *pass-through* incompleto nas exportações (entre zero e -1 ou entre zero e 1) e nulo. A presente

pesquisa difere dos estudos citados pelo comparativo do coeficiente de *pass-through* nas exportações do tabaco na análise em subperíodos.

### 3 Metodologia

#### 3.1 Modelo analítico

O modelo econométrico *pass-through*, de acordo com Menon (1995), usado em sua forma mais simples, parte de um modelo de *mark-up* que pode ser representado da seguinte forma:

$$P^*X = (1 + \lambda)(CP/E) \quad (1)$$

em que  $P^*X$  o preço de exportação em moeda estrangeira;  $(CP/E)$  é custo de produção, medido em moeda estrangeira;  $E$  é a taxa de câmbio nominal; e  $\lambda$  é *mark-up*.

Partindo-se do pressuposto que o *mark-up* pode variar de acordo com a pressão competitiva no mercado mundial, tem-se que:

$$(1 + \lambda) = \left[ \frac{PW}{CP/E} \right]^\alpha \quad (2)$$

Com:  $[PW/(CP/E)]$  correspondendo à diferença entre o preço das exportações mundiais e o custo de produção do exportador medido em moeda estrangeira.

Substituindo a Equação (2) em (1) e aplicando-se o logaritmo neperiano no resultado dessa substituição, chega-se à seguinte equação de preço de exportação em moeda estrangeira:

Considerando-se a Equação (3), na qual  $\ln P^*X = (1 + \alpha)\ln(CP/E) + \alpha\ln PW$  se a versão não restrita qual não se exige que a soma dos coeficientes relativos a  $\ln(CP/E)$  e  $\ln(PW)$  seja igual a 1 e na qual se admite que os coeficientes relativos a  $\ln(CP)$  e  $\ln(E)$  difiram em sinal e magnitude, conforme Menon (1995), tem-se:

$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW \quad (4)$$

em que o coeficiente de *pass-through* é representado por  $\phi_2$ .

A análise do resultado deste coeficiente pode ser expressa da seguinte forma:

1.  $\phi_2 = 0$ ; significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço em moeda estrangeira dos bens exportados;
2.  $\phi_2 = -1$  ou  $1$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados; e
3.  $-1 < \phi_2 < 0$  ou  $0 < \phi_2 < 1$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados.

#### 3.2 Procedimentos econométricos

##### Teste de raiz unitária

Para determinar a ordem de integração das séries de interesse, este trabalho utilizou os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DICKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias<sup>1</sup>. A utilização dos dois testes em conjunto para o diagnóstico de estacionariedade das séries temporais relaciona-se a uma maior confiabilidade e robustez dos resultados.

<sup>1</sup> 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

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

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

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

em que:  $\alpha_0$  é o intercepto;  $\gamma$  descreve o comportamento da série temporal;  $y$  representa a variável dependente;  $\Delta$  é a representação do operador de diferença e  $\varepsilon_t$  denota o erro que se assume ser idêntica e independentemente distribuída. A fim de 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  $\gamma$ , sendo que, se  $\gamma = 0$ , a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística  $\tau$  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  $\tau$  for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária.

O KPSS é um teste alternativo ao ADF, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente é expresso pela seguinte expressão:

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t$$

tendo as seguintes hipóteses:

$H_0$ :  $\gamma = 0$ , série é estacionária

$H_a$ :  $\gamma \neq 0$ , série é não estacionária

### Análise de cointegração

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, então se pode afirmar que essas variáveis são cointegradas (GREENE, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada<sup>2</sup>. Dessa forma, para identificar o

defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em 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)  $\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$ . 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 amplo. Um processo estocástico é fortemente estacionário quando todos os momentos de sua distribuição não variam ao longo do tempo (BUENO, 2008.)

<sup>2</sup> Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração  $I(d)$  e existir um vetor  $\alpha$ , 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  $X_t$  é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por  $X_t \sim CI(d,b)$ .



possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

O procedimento de Johansen (1988) 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 Autorregressivo (VAR) irrestrito com  $k$  defasagens de  $z_t$ :

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

em que:  $z_t$  é um vetor ( $nx1$ ),  $A_i$  é uma matriz de parâmetros ( $nxn$ ) 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:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que:  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, \dots, k-1$ ) e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ . 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  $\hat{\Pi}$ , respectivamente, onde  $\Pi = \alpha\beta'$ , com  $\alpha$  representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e  $\beta$  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, não apenas a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo como também a do processo de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de  $\Pi$  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  $\Pi$  é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando  $\Pi$  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:

$\lambda_i$  = valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$ ;  $T$  = 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 da seguinte forma:

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (10)$$

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

### 3.3 Fonte dos dados

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes sites: no Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC (2020) para a variável preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul (dividindo o faturamento em dólares pela quantidade em quilogramas – US\$/ Kg); no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2020), para as variáveis custo de produção, utilizado como *proxy* o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – IPA- DI e taxa de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$); e no WORLD BANK (2020), para a variável preço internacional do tabaco, utilizado como *proxy* os preços de importação norte-americanos (em US\$/ Kg). O período analisado foi o de janeiro/2000 a janeiro/2020, com cotações mensais, totalizando 241 observações. As séries também foram separadas em 2 (dois) subperíodos: 01 – de janeiro de 2000 a janeiro de 2010; e 02 – de fevereiro de 2010 a janeiro de 2020.

O período total compreende várias transformações pelo qual a economia brasileira passou ao longo dos anos, tais como: o boom do agronegócio, a ascensão da China no comércio internacional, a crise econômica que iniciou em 2014 (ALVES DA SILVA; CORONEL, 2015, OREIRO; DE PAULA, 2019). O primeiro subperíodo 01 compreende o *boom* do agronegócio e a ascensão da China no comércio internacional (ALVES DA SILVA; CORONEL, 2015). Já o segundo subperíodo compreende a crise econômica que iniciou em 2014 e o primeiro ano do Governo Bolsonaro, o qual a política econômica teve um viés de cunho ortodoxo (OREIRO; DE PAULA, 2019).

Além disso, as séries não foram deflacionadas, sendo utilizadas na forma original. Na Tabela 1, encontra-se um resumo das variáveis estimadas no modelo.

**Tabela 1** - Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas

Variável	Sigla
Preço de exportação do tabaco do RS/ período total	PTAB_RS
Preço de exportação do tabaco do RS/ subperíodo 01	PTAB_RS01
Preço de exportação do tabaco do RS/ subperíodo 02	PTAB_RS02
Custo de produção no Brasil/ período total	CUSTO
Custo de produção no Brasil/ subperíodo 01	CUSTO01
Custo de produção no Brasil/ subperíodo 02	CUSTO02
Taxa de câmbio Real/ Dólar / período total	CAMBIO
Taxa de câmbio Real/ Dólar / subperíodo 01	CAMBIO01
Taxa de câmbio Real/ Dólar / subperíodo 02	CAMBIO02
Preço internacional do tabaco/ período total	PINT
Preço internacional do tabaco/ subperíodo 01	PINT01
Preço internacional do tabaco/ subperíodo 02	PINT02

Fonte: Organização dos autores.

Ainda, foi aplicado a todas as séries o método *Season-trend Decomposition* – STL, através do software *Eviews 11* como forma de detectar a sazonalidade e efetuar a correção caso esteja presente. As séries de preços de exportação e preços internacionais do tabaco apresentaram sazonalidade e foram dessazonalizadas por este procedimento, sendo seus nomes alterados para PTAB\_RS\_STL, PTAB\_RS\_STL01, PTAB\_RS\_STL02, PINT\_STL, PINT\_STL01 e PINT\_STL02.

A seguir, foi aplicado o logaritmo neperiano sobre todas as séries e seus nomes foram alterados acrescentando um ‘L’ no início.

Na seção seguinte, será apresentada a análise e discussão dos resultados dos modelos para o tabaco do Rio Grande do Sul no período total e subperíodos.

#### 4 Análise e discussão dos resultados

Como forma de indicar a ordem de integração das séries de análise, foram aplicados dois testes de estacionariedade: ADF – *Dickey- Fuller* Aumentado; e KPSS - *Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin*. Os resultados estão expostos nas Tabelas 2 e 3.

**Tabela 2-** Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul (em US\$/Kg), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais do tabaco (US\$/ Kg) no período de janeiro de 2000 a janeiro de 2020

Séries	Modelo	Teste ADF		Teste KPSS		
		Estatística de teste		Estatística de teste		
LPTAB_RS_STL	tend/const	-1.245282	ns	tend/const	0.408286	***
	constante	-1.358176	ns	constante	1.502759	***
	s/ tend/const	0.453192	ns	s/ tend/const	-	-
LPTAB_RS_STL01	tend/const	-0.885424	ns	tend/const	0.292894	***
	constante	-0.866043	ns	constante	1.106518	***
	s/ tend/const	0.457250	ns	s/ tend/const	-	-
LPTAB_RS_STL02	tend/const	-2.798012	ns	tend/const	0.224652	***
	constante	-2.807012	*	constante	0.819346	***
	s/ tend/const	-0.413660	ns	s/ tend/const	-	-
LCUSTO	tend/const	-2.773580	ns	tend/const	0.303120	***
	constante	-2.268870	ns	constante	1.867500	***
	s/ tend/const	3.282893	ns	s/ tend/const	-	-
LCUSTO01	tend/const	-1.941548	ns	tend/const	0.275874	***
	constante	-1.929445	ns	constante	1.204363	***
	s/ tend/const	2.003688	ns	s/ tend/const	-	-
LCUSTO02	tend/const	-3.349717	*	tend/const	0.215646	**
	constante	-1.262225	ns	constante	1.296953	***
	s/ tend/const	3.252847	ns	s/ tend/const	-	-
LCAMBIO	tend/const	-1.520252	ns	tend/const	0.378240	***
	constante	-1.239783	ns	constante	0.645957	**
	s/ tend/const	0.577245	ns	s/ tend/const	-	-
LCAMBIO01	tend/const	-2.392528	ns	tend/const	0.237292	***
	constante	-1.763906	ns	constante	0.784664	***
	s/ tend/const	-0.391217	ns	s/ tend/const	-	-
LCAMBIO02	tend/const	-2.438801	ns	tend/const	0.460544	***
	constante	-0.648865	ns	constante	1.203221	***
	s/ tend/const	1.420344	ns	s/ tend/const	-	-
LPINT_STL	tend/const	-1.661373	ns	tend/const	0.559376	***
	constante	-0.771228	ns	constante	1.746207	***
	s/ tend/const	1.216452	ns	s/ tend/const	-	-
LPINT_STL01	tend/const	-0.550720	ns	tend/const	0.324168	***
	constante	1.067132	ns	constante	0.847182	***
	s/ tend/const	1.675989	ns	s/ tend/const	-	-
LPINT_STL02	tend/const	-1.971047	ns	tend/const	0.285257	***
	constante	-2.026486	ns	constante	0.635995	**
	s/ tend/const	0.359591	ns	s/ tend/const	-	-

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Pela análise da Tabela 2, observa-se que todas as séries foram não estacionárias em nível, para os testes ADF e KPSS, ou seja, suas médias, as variâncias ou ambas variam com o tempo. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 indicam concordância em ambos os testes, pois, efetuada a primeira diferença, as séries foram estacionárias, com 5% de significância.

**Tabela 3-** Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul (em US\$/Kg), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais do tabaco (US\$/ Kg) no período de janeiro de 2000 a janeiro de 2020

Séries	Modelo	Teste ADF		Teste KPSS		
		Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LPTAB_RS_STL	tend/const	-14.93057	***	tend/const	0.146224	ns
	constante	-14.91771	***	constante	0.170335	ns
	s/ tend/const	-14.91266	***	s/ tend/const	-	-
LPTAB_RS_STL01	tend/const	-10.79365	***	tend/const	0.039345	ns
	constante	-10.72411	***	constante	0.404187	*
	s/ tend/const	-13.09638	***	s/ tend/const	-	-
LPTAB_RS_STL02	tend/const	-10.14448	***	tend/const	0.070044	ns
	constante	-11.84923	***	constante	0.094843	ns
	s/ tend/const	-11.93031	***	s/ tend/const	-	-
LCUSTO	tend/const	-7.298294	***	tend/const	0.068758	ns
	constante	-7.082245	***	constante	0.319904	ns
	s/ tend/const	-6.036592	***	s/ tend/const	-	-
LCUSTO01	tend/const	-4.232184	***	tend/const	0.054428	ns
	constante	-6.845414	**	constante	0.227848	ns
	s/ tend/const	-3.335631	***	s/ tend/const	-	-
LCUSTO02	tend/const	-6.877344	***	tend/const	0.059814	ns
	constante	-8.172678	***	constante	0.091894	ns
	s/ tend/const	-5.784240	***	s/ tend/const	-	-
LCAMBIO	tend/const	-10.43563	***	tend/const	0.097224	ns
	constante	-10.44811	***	constante	0.132509	ns
	s/ tend/const	-10.40225	***	s/ tend/const	-	-
LCAMBIO01	tend/const	-6.975643	***	tend/const	0.069321	ns
	constante	-6.845414	***	constante	0.227848	ns
	s/ tend/const	-6.874911	***	s/ tend/const	-	-
LCAMBIO02	tend/const	-8.137785	***	tend/const	0.094269	ns
	constante	-8.172678	***	constante	0.091894	ns
	s/ tend/const	-7.925363	***	s/ tend/const	-	-
LPINT_STL	tend/const	-11.52897	***	tend/const	0.131313	*
	constante	-12.47825	***	constante	0.187256	ns
	s/ tend/const	-11.45103	***	s/ tend/const	-	-
LPINT_STL01	tend/const	-7.882631	***	tend/const	0.077315	ns
	constante	-7.609922	***	constante	0.089845	ns
	s/ tend/const	-6.972531	***	s/ tend/const	-	-
LPINT_STL02	tend/const	-9.551233	***	tend/const	0.045316	ns
	constante	-9.546515	***	constante	0.058811	ns
	s/ tend/const	-9.553720	***	s/ tend/const	-	-

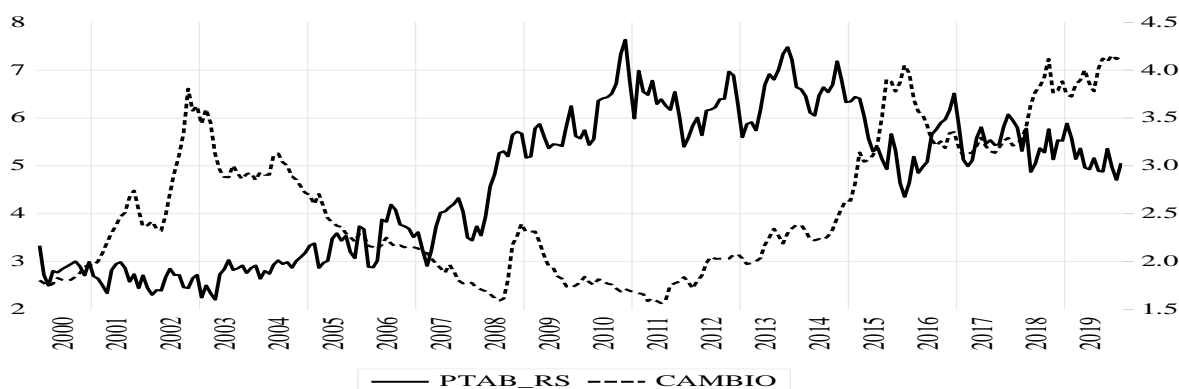
Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Efetuada os testes de estacionariedade das séries e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar individualmente a dinâmica do repasse cambial nos preços de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul no período total e nos dois subperíodos.

#### 4.1 Tabaco – período total – de jan/2000 a janeiro/2020

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul (em US\$/ Kg) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de janeiro de 2000 até janeiro de 2020.



**Figura 1-** Relação entre preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul (em US\$/ Kg) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de janeiro de 2000 a janeiro de 2020.

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de MDIC (2020) e IPEA (2020).

A partir da Figura 1, identificou-se que as séries apresentam tendências opostas, oscilando o crescimento/ decréscimo entre o preço de exportação e a taxa de câmbio, e uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração foi necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 4).

**Tabela 4 -** Critério de defasagem do VAR auxiliar para o tabaco – período total

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	2094.598	NA	2.10e-13	-17.84204	-17.60506	-17.74648
2	2190.107	184.4599	<b>1.06e-13*</b>	<b>-18.52452*</b>	<b>-18.05056*</b>	<b>-18.33340*</b>
3	2206.012	30.17253*	1.06e-13	-18.52371	-17.81277	-18.23703
4	2215.671	17.99067	1.12e-13	-18.46928	-17.52135	-18.08703

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (*n*) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 4, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, quatro indicaram mesmo número de defasagens do VAR auxiliar. Aplicado o teste de exogeneidade, as variáveis foram ordenadas de forma decrescente a partir da mais exógena (Tabela 5).



**Tabela 5** – Teste de exogeneidade de Wald para o preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul – período total

Variável dependente: LPTAB_RS_STL		
	Estatística Qui-quadrado	P-valor
LPINT_STL	8.099538	0.0174
LCAMBIO	7.463422	0.0240
LCUSTO	3.546473	0.1698

Fonte: Dados de pesquisa

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 6). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 4 do sumário do teste, com as variáveis em nível com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

**Tabela 6** – Teste de cointegração de Johansen para o tabaco do RS – período total

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>77.12891***</b>	<b>0.0026</b>	<b>38.99162***</b>	<b>0.0062</b>
R≤1	38.13730	0.1386	18.68630	0.3269
R≤2	19.45100	0.2550	12.97616	0.3300
R≤3	6.474846	0.4025	6.474846	0.4025

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 7, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 7-** Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o tabaco do RS – período total

Coeficientes de longo prazo ( $\beta$ )					
LPTAB_RS_STL (-1)	LPINT_STL (-1)	LCAMBIO (-1)	LCUSTO (-1)	@TREND (00M01)	C
1,0000	-1.261118*** (0.17002) [-7.41754]	0.319495*** (0.06257) [5.10607]	-0.896135*** (0.14878) [-6.02327]	0.004562*** (0.00126) [3.60894]	4.798017 - -
Coeficientes de ajustes de curto prazo ( $\alpha$ )					
-0.288367*** (0.05754) [-5.01191]	0.050787*** (0.01570) [3.23564]	0.042965ns (0.03336) [1.28805]	0.009804ns (0.00750) [1.30667]	- - -	- - -

Nota 1: LPTAB\_RS\_STL = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do tabaco do RS – período total (US\$/ Kg) – dessazonalizado pelo método *STL decomposition*; LCUSTO = logaritmo *neperiano* do custo de produção – período total; LCAMBIO = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio – período total (R\$/ US\$); LPINT = logaritmo *neperiano* do preço internacional do tabaco – período total (US\$/ Kg); @TREND (00M01) = tendência linear; C = constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (11), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LPTAB\_RS\_STL_t = +1,26 LPINT\_STL_t - 0,32 LCAMBIO_t + 0,90 LCUSTO_t - 0,005 @TREND(00M01) - 4,80 \quad (11)$$



De acordo com a Equação (11), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul, ou seja, um aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma redução de 0,32% no preço de exportação do tabaco do RS. Os estudos revisados sobre o repasse das variações da taxa de câmbio aos preços de exportação também corroboraram o resultado de um *pass-through* incompleto no mercado brasileiro (CRUZ JR.; SILVA, 2004, TEJADA; SILVA, 2008, FRAGA ET AL., 2008; CORREA, 2012; COPETTI; VIEIRA e CORONEL, 2012 ; SOUZA; RANIRO e ROSA, 2018; SOUZA, 2018 ; COPETTI; CORONEL, 2019a, 2019b, 2019c, 2019d, 2019e, 2019f, 2019g, 2019h, 2019i, 2020a, 2020b).

O resultado da presente pesquisa sugere que as depreciações cambiais produziram pouco efeito na redução do preço de exportação do tabaco e na competitividade do exportador gaúcho no comércio internacional. Para Cruz Jr. e Silva (2004), o *pass-through* incompleto representa que as variações na taxa de câmbio produzam efeitos na moeda doméstica e na lucratividade, desta forma, nos períodos de desvalorização cambial, o exportador eleva sua margem de lucro e, na valorização cambial, o exportador é forçado a comprimir sua lucratividade. Já para Fraga et al. (2008), as políticas econômicas e cambiais que visam fomentar a competitividade do exportador via desvalorização da taxa de câmbio podem não ser o melhor instrumento para elevar suas exportações quando o grau de *pass-through* for incompleto.

Além disso, os exportadores possivelmente adotaram uma estratégia de precificação no meio termo entre a PCP e LCP, ou seja, parte do preço de exportação foi fixado em reais e parte em dólar. Para Knetter (1993), a estratégia PCP indica a determinação de preços pelo exportador em relação ao mercado de destino, sendo o *pass-through* completo, e a LCP, o mercado de destino determina o preço, sendo o *pass-through* nulo.

Ainda, de acordo com a Equação (11), constata-se que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,09 no preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul.

Também foi possível inferir, com base na Equação (11), que o aumento de 1% no preço internacional do tabaco determina um aumento de 1,26% no preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul. O resultado encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente inelástico na transmissão de preços e invalida a Lei do Preço Único, que, de acordo com Mundlack e Larson (1992), diz que bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço.

Em relação aos parâmetros de curto prazo, o sinal negativo para o parâmetro alfa ( $\alpha$ ) associado à variável LPTAB\_RS\_STL indica que desequilíbrios nessa variável são corrigidos a uma taxa de 28,84% a cada mês (Tabela 7). Neste sentido, desequilíbrios para LPTAB\_RS\_STL são completamente corrigidos em 3,47 meses, ou seja, desequilíbrios associados ao preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul demoram em torno de 3 a 4 meses para retornar ao equilíbrio. Portanto, em relação ao parâmetro de longo prazo beta ( $\beta$ ), variação de 1% na taxa de câmbio induz uma redução de 0,32% no preço de exportação do tabaco do RS em até 4 meses. O parâmetro alfa associado à variável LPINT\_STL assumiu valor igual a 5,08%. Esse valor indica que desequilíbrios no LPINT\_STL são corrigidos a uma taxa de 5,08%, ou seja, demoram aproximadamente 19,69 meses para serem corrigidos, pouco mais de 1 ano e meio.

Para a análise da dinâmica das variáveis do modelo serão usados dois instrumentos proporcionados pelos modelos VAR/VEC, que são a decomposição da variância dos erros de previsão e a função de resposta de impulso.

A Tabela 8 apresenta os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para o preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul – período total.

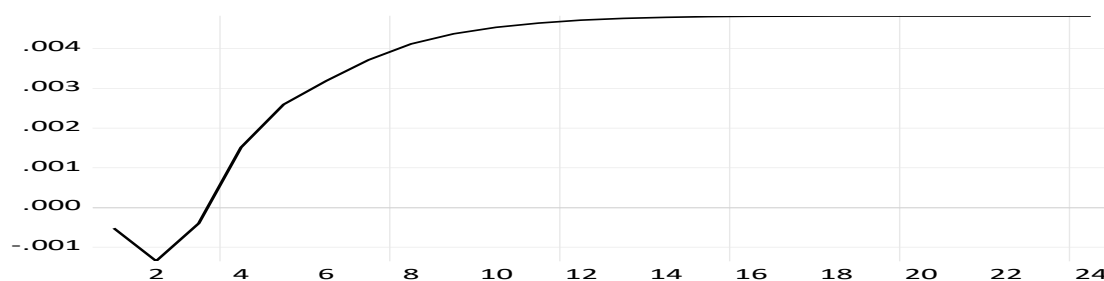
**Tabela 8** – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LPTAB\_RS\_STL, LPINT\_STL, LCAMBIO e LCUSTO, no período de janeiro de 2000 a janeiro de 2020

Variável	Período (meses)	LPTAB_RS_STL	LPINT_STL	LCAMBIO	LCUSTO
LPTAB_RS_STL	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
	6	87.86084	8.928606	2.752486	0.458064
	12	68.19267	19.76840	7.054146	4.984784
	18	57.15715	24.91766	8.864937	9.060248
	24	50.61587	27.85251	9.834696	11.69692

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão do preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul – período total (LPTAB\_RS\_STL), apresentados na Tabela 8, mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 50,62% de seu comportamento devem-se a ela própria, sendo que os 49,38% restantes são atribuídos às demais variáveis, 11,70% ao custo de produção (LCUSTO), 9,83% à taxa de câmbio nominal (LCAMBIO) e 27,85% ao preço internacional do tabaco. Esse resultado fornece indícios da tendência da precificação via mercado interno, sendo que em média 30% da produção de tabaco gaúcha é destinada ao mercado interno (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, 2020; MDIC, 2020).

Na Figura 2, é possível identificar os resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio nominal sobre o preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul – período total.



**Figura 2-** Resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio nominal (LCAMBIO) sobre o preço de exportação do tabaco do RS – período total (LPTAB\_RS\_STL)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Figura 2, após um choque não antecipado na taxa de câmbio nominal (LCAMBIO), verificam-se três fases distintas da variável preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul – período total (LPTAB\_RS\_STL) ao longo do tempo. Inicialmente, o preço de exportação do tabaco se reduz até o segundo mês após um choque inicial não antecipado na taxa de câmbio nominal. Do segundo ao décimo segundo mês, o preço de exportação aumenta a taxas crescentes. Do décimo mês em diante, o preço de exportação do tabaco tende a estabilizar-se. Portanto, com base no resultado da função de resposta de impulso, pode-se inferir que, apesar da indefinição no ajuste do preço de exportação do tabaco exportador, acompanhando os movimentos cambiais no período inicial, o ajuste do preço em relação às variações da taxa de câmbio nominal tende a ser crescente ao longo do tempo.



Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 9.

**Tabela 9-** Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o tabaco – período total

Defasagens	Teste de Portmanteau		Teste LM			
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.393069	---	0.394727	---	16.02117	0.4515
2	4.397364	---	4.432957	---	17.12965	0.3773
3	22.23805	0.8102	22.50140	0.7989	25.08379	0.0684
4	28.18992	0.9765	28.55501	0.9734	7.126169	0.9708
5	49.66038	0.8501	50.48621	0.8293	23.91072	0.0915
6	62.96271	0.8757	64.13256	0.8523	15.34430	0.4996
7	78.56211	0.8576	80.20468	0.8252	16.42150	0.4240
8	97.32967	0.7808	99.62502	0.7286	19.97636	0.2213
9	108.1406	0.8590	110.8608	0.8127	11.40487	0.7838
10	125.3420	0.8236	128.8167	0.7604	18.19861	0.3124
11	137.5617	0.8660	141.6285	0.8050	13.54073	0.6329
12	145.8605	0.9341	150.3679	0.8921	9.163781	0.9065

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 9, até doze defasagens os testes indicaram a aceitação da hipótese nula de que não há correlação serial nos resíduos, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

Nas próximas subseções, serão apresentadas as análises em subperíodos como forma de testar a estabilidade do relacionamento da taxa de câmbio e os preços de exportação do tabaco do RS.

#### 4.2 Análise do subperíodo 01 – de jan/2000 a janeiro/2010

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 10).

**Tabela 10 -** Critério de defasagem do VAR auxiliar para o tabaco – subperíodo 01

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	1045.169	NA	2.69e-13	-17.59263	-17.21490	-17.43928
2	1113.753	127.7891	<b>1.10e-13*</b>	<b>-18.49150*</b>	<b>-17.73604*</b>	<b>-18.18479*</b>
3	1129.524	28.30612*	1.10e-13	-18.48758	-17.35438	-18.02752
4	1141.822	21.23410	1.18e-13	-18.42432	-16.91338	-17.81090

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (*n*) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 10, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, quatro indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar. Aplicado o teste de exogeneidade, as variáveis foram ordenadas de forma decrescente a partir da mais exógena (Tabela 11).

**Tabela 11** – Teste de exogeneidade de Wald para o preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul – sub-período 01

Variável dependente: LPTAB_RS_STL		
	Estatística Qui-quadrado	P-valor
LCUSTO01	3.210253	0.2009
LCAMBIO01	3.102052	0.2120
LPINT_STL01	2.323955	0.3129

Fonte: Dados de pesquisa

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% (de acordo com os dados da Tabela 12). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 3 do sumário do teste, com as variáveis em nível e as equações de cointegração com interceptos.

**Tabela 12** – Teste de cointegração de Johansen para o tabaco – subperíodo 01

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>49.18600**</b>	<b>0.0373</b>	<b>27.71629**</b>	<b>0.0481</b>
R≤1	21.46971	0.3290	13.46193	0.4107
R≤2	8.007785	0.4646	7.994987	0.3792
R≤3	0.012798	0.9097	0.012798	0.9097

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 13, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), somente o coeficiente da taxa de câmbio foi não significativo, ao nível de 10%, mas os demais coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 13** - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o tabaco – subperíodo 01

Coeficientes de longo prazo (β)				
LPTAB_RS_STL01 (-1)	LCUSTO01 (-1)	LCAMBIO01 (-1)	LPINT_STL01 (-1)	C
1,0000	-0.376277*** (0.05082) [-7.40411]	0.088904 ns (0.07553) [1.17709]	-1.032144*** (0.12601) [-8.19118]	2.038491 - -
Coeficientes de ajustes de curto prazo (α)				
-0.409578*** (0.10576) [-3.87278]	-0.004744ns (0.01197) [-0.39623]	0.079429ns (0.06206) [1.27988]	0.048219** (0.02294) [2.10153]	- - -

Nota 1: LPTAB\_RS\_STL01 = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do tabaco do RS – subperíodo 01 (US\$/ Kg) – dessazonalizado pelo método *STL decomposition*; LCUSTO01 = logaritmo *neperiano* do custo de produção – subperíodo 01; LCAMBIO01 = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio – sub-período 01 (R\$/ US\$); LPINT01 = logaritmo *neperiano* do preço internacional do tabaco – sub-período 01 (US\$/ Kg); C = constante.  
Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (12), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LPTAB\_RS\_STL01_t = + 0,38 LCUSTO01_t + 1,03 LPINT\_STL01_t - 2,04 \quad (12)$$

De acordo com a Equação (12), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi nulo, indicando que a variação da taxa de câmbio não influencia o preço de exportação do tabaco no Rio Grande do Sul no subperíodo 01.

Uma possível explicação para o coeficiente nulo no subperíodo 01 é que os exportadores optaram por não alterar seu preço em moeda estrangeira, devido à maior instabilidade cambial que caracterizou o subperíodo. Para Ferreira e Sanso (1999), o coeficiente de *pass-through* é uma função, dentre outros fatores, da volatilidade da taxa de câmbio porque os exportadores, para preservar suas participações no comércio internacional, e percebendo a instabilidade do câmbio, optam por manter seus preços em moeda estrangeira invariantes às mudanças cambiais. Por esta razão, aumentos na variabilidade da taxa de câmbio podem ser acompanhados de uma redução no coeficiente *pass-through*.

Ainda, de acordo com a Equação (12), constata-se que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,38% no preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul no subperíodo 01.

Também é possível inferir, com base na Equação (12), que o aumento de 1% no preço internacional do tabaco determina um aumento de 1,03% no preço de exportação do tabaco gaúcho no subperíodo 01.

Em relação aos parâmetros de curto prazo, o sinal negativo para o parâmetro alfa ( $\alpha$ ) associado à variável LPTAB\_RS\_STL01 indica que desequilíbrios nessa variável são corrigidos a uma taxa de 40,96% a cada mês (Tabela 13). Sendo assim, desequilíbrios para LPTAB\_RS\_STL01 são completamente corrigidos em 2,44 meses, ou seja, desequilíbrios associados ao preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul no sub-período 01 demoram em torno de 2 a 3 meses para retornar ao equilíbrio. O parâmetro alfa associado à variável LPINT\_STL01 assumiu valor igual a 4,82%. Esse valor indica que desequilíbrios no LPINT\_STL01 são corrigidos a uma taxa de 4,82%, ou seja, demoram aproximadamente 20,75 meses para serem corrigidos, entre 1 ano e meio a 2 anos.

A Tabela 14 apresenta os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para o preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul – sub-período 01.

**Tabela 14** – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LPTAB\_RS\_STL01, LCUSTO01, LCAMBIO01 e LPINT\_STL01 no período de janeiro de 2000 a janeiro de 2010

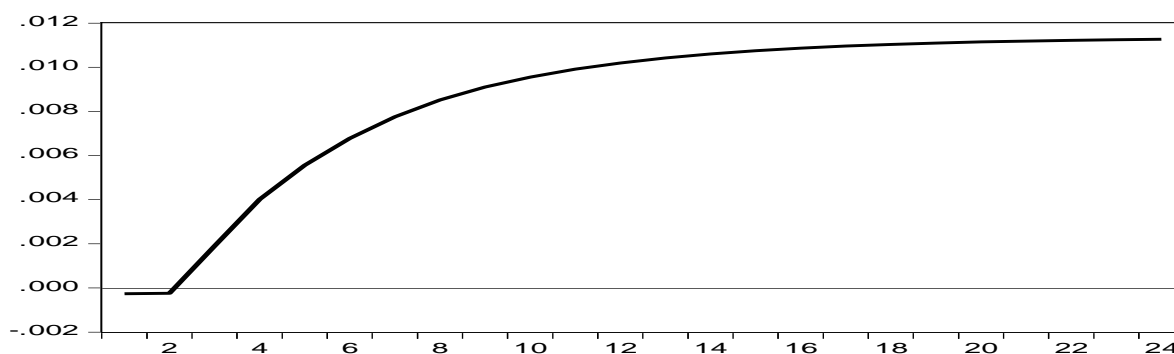
Variável	Período (meses)	LPTAB_RS_STL01	LCUSTO01	LCAMBIO01	LPINT_STL01
LPTAB_RS_STL01	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
	6	81.50769	1.628738	1.415282	15.44829
	12	67.93022	1.739118	5.149855	25.18081
	18	59.94583	1.472704	7.423636	31.15783
	24	54.48747	1.258913	8.906271	35.34734

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão do preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul – período total (LPTAB\_RS\_STL01), apresentados na Tabela 14, mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 54,49% de seu comportamento devem-se a ela própria, sendo que os 45,51% restantes são atribuídos às demais variáveis, 1,26% ao custo de produção (LCUSTO01), 8,90% à taxa de câmbio nominal (LCAMBIO01) e 34,35% ao preço internacional do tabaco.

Na Figura 3, é possível identificar os resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio nominal sobre o preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul – subperíodo 01.

**Figura 3-** Resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio nominal (LCAMBIO01) sobre o preço de exportação do tabaco do RS – subperíodo 01 (LPTAB\_RS\_STL01)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Figura 3, após um choque não antecipado na taxa de câmbio nominal (LCAMBIO01), verificam-se três fases distintas da variável preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul – subperíodo 01 (LPTAB\_RS\_STL01) ao longo do tempo. Inicialmente, o preço de exportação do tabaco se manteve constante até o segundo mês após um choque inicial não antecipado na taxa de câmbio nominal. Do segundo ao décimo oitavo mês, o preço de exportação aumenta a taxas crescentes. Do décimo oitavo mês em diante, o preço de exportação do tabaco tende a estabilizar-se.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 15.

**Tabela 15-**Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o tabaco – subperíodo 01

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.155132	---	1.165005	---	1.155132	---
2	9.346317	---	9.497417	---	9.346317	---
3	20.01050	0.8641	20.43980	0.8479	20.01050	0.8641
4	34.46928	0.8480	35.40591	0.8189	34.46928	0.8480
5	50.99110	0.7898	52.65877	0.7383	50.99110	0.7898
6	66.69281	0.7684	69.20165	0.6965	66.69281	0.7684
7	87.38335	0.6167	91.19700	0.5041	87.38335	0.6167
8	101.8867	0.6475	106.7552	0.5158	101.8867	0.6475
9	113.2171	0.7463	119.0211	0.6095	113.2171	0.7463
10	138.9043	0.5103	147.0867	0.3241	138.9043	0.5103
11	149.9129	0.6222	159.2271	0.4133	149.9129	0.6222
12	170.9822	0.5076	182.6815	0.2742	170.9822	0.5076

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 15, até doze defasagens os testes indicaram a aceitação da hipótese nula de que não há correlação serial nos resíduos, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

#### 4.3 Análise do subperíodo 02 – de fev/2010 a jan/2020

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 16).

**Tabela 16 - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o tabaco – subperíodo 02**

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	1113.700	NA	1.33e-13	-18.29500	-17.92334*	-18.14407
<b>2</b>	1144.367	<b>57.24410*</b>	<b>1.04e-13*</b>	<b>-18.53944*</b>	-17.79611	<b>-18.23757*</b>
3	1152.035	13.80338	1.20e-13	-18.40058	-17.28559	-17.94778
4	1162.969	18.95183	1.31e-13	-18.31615	-16.82948	-17.71241

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (*n*) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 14, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, quatro indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar. Aplicado o teste de exogeneidade, as variáveis foram ordenadas de forma decrescente a partir da mais exógena (Tabela 17).

**Tabela 17 – Teste de exogeneidade de Wald para o preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul – sub-período 02**

Variável dependente: LPTAB_RS_STL02		
	Estatística Qui-quadrado	P-valor
LPINT_STL02	4.254999	0.1191
LCAMBIO02	2.986680	0.2246
LCUSTO02	1.019505	0.6006

Fonte: Dados de pesquisa

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% (de acordo com os dados da Tabela 18). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos.

**Tabela 18 – Teste de cointegração de Johansen para o tabaco – subperíodo 02**

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>45.94618**</b>	<b>0.0118</b>	<b>26.54220**</b>	<b>0.0234</b>
R≤1	19.40398	0.1822	12.00149	0.2993
R≤2	7.402490	0.2868	6.907707	0.2576
R≤3	0.494783	0.5448	0.494783	0.5448

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 19, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), somente o coeficiente do custo de produção foi não significativo, ao nível de 10%, mas os demais coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 19** - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o tabaco – subperíodo 02

Coeficientes de longo prazo ( $\beta$ )			
LPTAB_RS_STL02 (-1)	LPINT_STL02 (-1)	LCAMBIO02 (-1)	LCUSTO02 (-1)
1,0000	-1.069595***	0.422073***	-0.082269 ns
	(0.27134)	(0.03931)	(0.06624)
	[-3.94197]	[10.7360]	[-1.24199]
Coeficientes de ajustes de curto prazo ( $\alpha$ )			
-0.322327***	0.098679***	0.002886ns	0.018054ns
(0.09537)	(0.02802)	(0.05113)	(0.01324)
[-3.37991]	[3.52209]	[0.05646]	[1.36344]

Nota 1: LPTAB\_RS\_STL02 = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do tabaco do RS – subperíodo 02 (US\$/ Kg) – dessazonalizado pelo método *STL decomposition*; LCUSTO02 = logaritmo *neperiano* do custo de produção – subperíodo 02; LCAMBIO02 = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio – subperíodo 02 (R\$/ US\$); LPINT02 = logaritmo *neperiano* do preço internacional do tabaco – sub-período 02 (US\$/ Kg). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (13), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LPTAB\_RS\_STL02_t = + 1,07 LPINT\_STL02_t - 0,42 LCAMBIO02_t \quad (13)$$

De acordo com a Equação (13), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do tabaco gaúcho, ou seja, um aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma diminuição de 0,42% no preço de exportação do tabaco gaúcho no subperíodo 02.

Em relação à estratégia de preços adotada pelos exportadores, no comparativo do subperíodo 02 em relação ao subperíodo 01, possivelmente os exportadores adotaram mais uma posição PCP do que LCP, ou seja, foi possível definir os preços mais em dólares do que em reais, indicando maior competitividade nos preços no subperíodo 02. Ainda, o maior *pass-through* do subperíodo 02 (0,42) traduziu-se no aumento do volume de exportações em 43,17% e na elevação da participação de mercado das exportações de tabaco gaúchas de 14,17% em 2010 para 15,45% em 2019 (MDIC, 2020).

Segundo o MDIC (2020) e o WORD BANK (2020), a média de preços de exportação gaúchos e do preço internacional do tabaco foi de, no subperíodo 01, respectivamente, US\$ 3,49 / Kg e US\$ 3,11, representando em torno de 12% maiores os preços gaúchos em relação aos preços internacionais. Já em relação à média de preços de exportação gaúchos e dos preços internacionais, no subperíodo 02, foi de, respectivamente, US\$ 5,91 / Kg e US\$ 4,67 / Kg passando a 27% maiores os preços gaúchos em relação aos internacionais e indicando a maior competitividade gaúcha, sendo uma das possíveis causas o maior *pass-through* que caracterizou o sub-período.

Ainda, de acordo com a Equação (13), constata-se que o custo de produção brasileiro foi nulo no subperíodo 02.

Também é possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional do tabaco determina um aumento de 1,07% no preço de exportação do tabaco gaúcho no subperíodo 02.

Em relação aos parâmetros de curto prazo, o sinal negativo para o parâmetro alfa ( $\alpha$ ) associado à variável LPTAB\_RS\_STL02 indica que desequilíbrios nessa variável são corrigidos a uma taxa de 32,23% a cada mês (Tabela 19). Sendo assim, desequilíbrios para LPTAB\_RS\_STL02 são completamente corrigidos em 3 meses para retornar ao equilíbrio. Portanto, em relação ao parâmetro de longo prazo beta ( $\beta$ ), variação de 1% na taxa de câmbio

induz uma redução de 0,42% no preço de exportação do tabaco do RS em até 3 meses. O parâmetro alfa associado à variável LPINT\_STL02 assumiu valor igual a 9,87%. Esse valor indica que desequilíbrios no LPINT\_STL02 são corrigidos a uma taxa de 9,87%, ou seja, demoram aproximadamente 10 meses para serem corrigidos.

A Tabela 20 apresenta os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para o preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul – subperíodo 02.

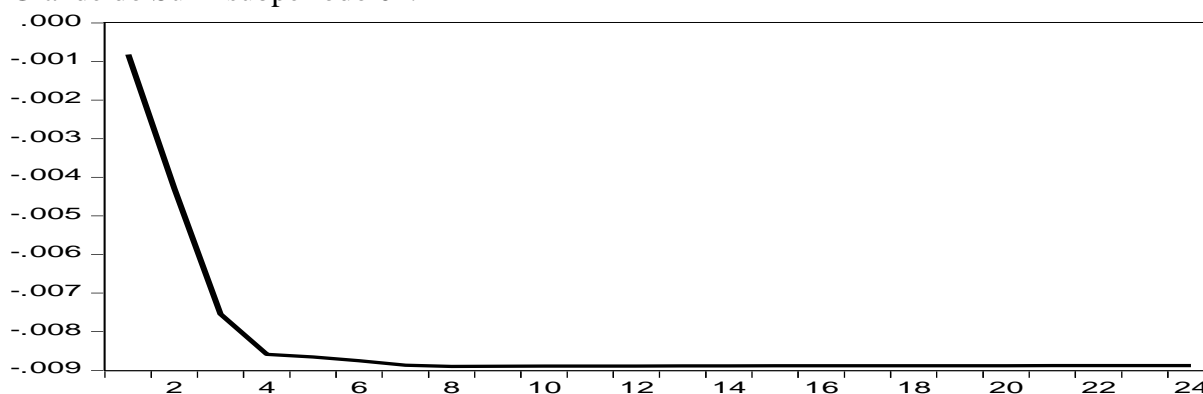
**Tabela 20** – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LPTAB\_RS\_STL02, LCUSTO02, LCAMBIO02 e LPINT\_STL02 no período de fevereiro de 2010 a janeiro de 2020

Variável	Período (meses)	LPTAB_RS_STL02	LCUSTO02	LCAMBIO02	LPINT_STL02
LPTAB_RS_STL02	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
	6	85.77653	0.780361	6.707615	6.735495
	12	73.32474	0.657322	13.26812	12.74982
	18	66.83494	0.519166	16.54636	16.09953
	24	62.83957	0.430913	18.55115	18.17837

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão do preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul – período total (LPTAB\_RS\_STL02), apresentados na Tabela 20, mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 62,84% de seu comportamento devem-se a ela própria, sendo que os 37,16% restantes são atribuídos às demais variáveis, 0,43% ao custo de produção (LCUSTO02), 18,55% à taxa de câmbio nominal (LCAMBIO02) e 18,18% ao preço internacional do tabaco.

Na Figura 4, é possível identificar os resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio nominal sobre o preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul – subperíodo 02.



**Figura 4-** Resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio nominal (LCAMBIO02) sobre o preço de exportação do tabaco do RS – subperíodo 02 (LPTAB\_RS\_STL02)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Figura 4, após um choque não antecipado na taxa de câmbio nominal (LCAMBIO02), verificam-se duas fases distintas da variável preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul – subperíodo 02 (LPTAB\_RS\_STL02) ao longo do tempo. Inicialmente, o preço de exportação do tabaco se reduz a taxas decrescentes até o quarto mês

após um choque inicial não antecipado na taxa de câmbio nominal. Do quarto mês em diante o preço de exportação do tabaco tende a estabilizar-se.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 21.

**Tabela 21-**Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o tabaco – subperíodo 02

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.245614	---	1.256081	---	21.80331	0.1497
2	8.605253	---	8.740460	---	17.80753	0.3353
3	22.46925	0.7591	22.95994	0.7350	24.76122	0.0741
4	37.88173	0.7301	38.90389	0.6893	16.14205	0.4431
5	60.49789	0.4577	62.50336	0.3874	22.39014	0.1310
6	79.74832	0.3620	82.76697	0.2786	21.41782	0.1630
7	86.92090	0.6301	90.38387	0.5281	8.294712	0.9396
8	105.4278	0.5521	110.2126	0.4228	18.14813	0.3153
9	116.0661	0.6817	121.7136	0.5413	12.20745	0.7296
10	135.5436	0.5907	142.9618	0.4147	22.91480	0.1160
11	155.7228	0.4912	165.1774	0.2921	22.09963	0.1400
12	168.8476	0.5537	179.7605	0.3270	16.75124	0.4019

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 21, até doze defasagens os testes indicaram a aceitação da hipótese nula de que não há correlação serial nos resíduos, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

## 5 Considerações finais

O trabalho realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio nos preços de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul no período total e em dois subperíodos. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul foi incompleto com os coeficientes para o período total e o subperíodo 02 de, respectivamente, 0,32 e 0,42. Já o subperíodo 01 apresentou o coeficiente de *pass-through* nulo.

A partir disso, pode-se inferir que os coeficientes de *pass-through* encontrados determinam que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, uma vez que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais determinaram reduzidos efeitos sobre a competitividade do tabaco do Rio Grande do Sul, cabe um enfoque sobre aspectos como o grau de concorrência na formação de preços desse mercado (*pricing to market*) e a elasticidade-preço da demanda. Logo, as características do mercado do tabaco, como a elevada concentração, porém com reduzido poder de mercado dos exportadores com o crescimento da renda mundial, tem possivelmente minimizado o ajuste dos preços decorrentes de depreciações cambiais.

Entre as limitações do presente trabalho, está o fato de o coeficiente de *pass-through* estimado ser estático, ou seja, permitir a análise geral de períodos específicos, não compreendendo o dinamismo e a influência da percepção do exportador sobre os movimentos cambiais período a período na sua estratégia de precificação. Neste sentido, recomenda-se, para estudos posteriores, a aplicação do filtro de *Kalman* como forma de captar a dinâmica do repasse cambial.





## Referências

- ALVES DA SILVA, J. M.; CORONEL, D. A. Inventário macroeconômico do Governo Lula. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 8, 3, 2015. Disponível em: <https://periodicos.ufv.br/rea/article/view/7494>. Acesso em: 27 de ago., 2021.
- BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. **Journal of the American Statistical Association**, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.
- BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. **Australian Economic Papers**, 17, 1978.
- BUENO, R. D. L. D. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. **Custos e Agronegócios Online**, Recife, v. 8, n. 3, p.113-132, jul./ set. 2012.
- COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja em grão: análise dos mercados dos Estados Unidos, do Brasil e da Argentina. **Revista em Agronegócios e Meio Ambiente**, v. 6, n. 3, p. 435-461, set./dez. 2013.
- COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportações brasileiras do óleo de soja: um estudo comparativo do dólar e do euro. **Revista de Administração e Negócios da Amazônia**, v. 11, p. 118-143, 2019a.
- COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros da celulose. *In: Anais do VII Seminário de Jovens Pesquisadores em Economia e Desenvolvimento*, Santa Maria, RS, 2019b. p. 1-20.
- COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiro do milho. *In: Anais do XVII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos – XVII – ENABER*, Rio de Janeiro, 2019c, p. 1-20.
- COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. ; SOUSA, E. P. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do açúcar vhp, branco e cristal. *In: Anais do XVII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos - XVII - ENABER*, Rio de Janeiro, 2019d, p. 1-20.
- COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do café robusta: um estudo comparativo do dólar e do euro. *In: Anais do XVII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos – XVII - ENABER*, Rio de Janeiro, 2019e, p. 1-20.
- COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportações brasileiras do milho. *In: Anais do XXXIX Encontro Nacional de Engenharia de Produção - ENEGEP*, Santos-SP, 2019f. p. 1-15.
- COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportações brasileiras do farelo de soja: um estudo comparativo do dólar e do euro. *In: Anais do XXXIX Encontro Nacional de Engenharia de Produção - ENEGEP*, Santos-SP, 2019g. p. 1-15.
- COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportações brasileiras do óleo de soja: um estudo comparativo do dólar e do euro. *In: Anais do XXXIX Encontro Nacional de Engenharia de Produção - ENEGEP*, Santos-SP, 2019h. p. 1-15.



- COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do arroz. *In: Anais do XXVI Simpósio de Engenharia de Produção - SIMPEP*, Bauru, São Paulo, 2019i, p. 1-12.
- COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do milho. **Engenharia de produção: produtividade e competitividade**. 2ed. Piracanjuba-GO: Editora Conhecimento Livre, 2020a, v. II, p. 717-731.
- COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do grão de soja: um estudo comparativo do dólar e do euro. **Desenvolvimento em Questão**, v. 18, p. 166-185, 2020b.
- CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de *pass-through* setoriais. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 21, n.1 (44), p.61-91, abr. 2012.
- CRUZ JR., J. C.; SILVA, O. M. **Pass-through da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003**. *In: Anais do XLII Congresso brasileiro de economia e sociologia rural (SOBER)*, 2004, Cuiabá-MT.
- 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 statistic for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v.49, p.1057-1073, 1981.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Nova York: John Wiley & Sons, 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
- FERREIRA, A.; SANSO, A. **Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures**. *In: World Congress Of The International Economic Association*, 2, Buenos Aires, ago. 1999.
- FRAGA, G. J. et al. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. **Revista Análise Econômica**, Porto Alegre, n. 49, p. 193-210, 2008.
- GREENE, W. H. **Econometrics Analysis**. 6.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.
- IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 01 fev. 2020.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamic and Control**, v.12, p.231-254, 1988.
- KNETTER, M. M. International comparisons of pricing to market behavior. **American Economic Review**. v. 83, p. 473-486, 1993.
- KRUGMAN, P. **Pricing to Market When the Exchange Rate Changes**. *In Real Financial Linkages among Open Economies*, edited by S. W. Arndt and J. D. Richardson, Cambridge, MA: MIT Press, 1987.
- KWIAKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. **Journal of Econometrics**. p. 159-178, 1992.
- MDIC - Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. **Balança Comercial**. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>. Acesso em: 01 mar. 2019.



- MENON, J. Exchange rate and import prices for a small open economy. **Applied Economics**, v. 27, n. 3, p. 297-301, 1995.
- MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. **The World Bank Review**, v.6, n.1, p.399-422, 1992.
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. Exchange rate dynamics redux. **Journal of Political Economy**, v. 103 (3), p. 624-660, 1995.
- OREIRO, J. L.; PAULA, L.F. A economia brasileira no governo Temer e Bolsonaro: uma avaliação preliminar. Disponível em:  
<http://www.luizfernandodepaula.com.br/ups/a-economia-brasileira-no-governo-temer-e-bolsonaro-final-05.pdf>. Acesso em: 27 de ago., 2021.
- SOUZA, D. K. F. **O impacto das variações cambiais nas exportações do milho e do algodão**. 2018. 95 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2018.
- SOUZA, D. K. F.; RANIRO, L. R.; ROSA, M. B. **Análise do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do açúcar**. In: Anais do 56º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER, Campinas - SP, 2018.
- TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O *pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.46, n.01, p.171-205, jan-mar/2008
- WORLD BANK. **World Bank Commodity Price Data**. Disponível em:  
<pubdocs.worldbank.org/en/561011486076393416/CMO-Historical-Data-Monthly.xlsx>  
Acesso em: 01 fev. 2020.
- WTO – World Trade Organization. **Tariff Analysis Online**. Disponível em:  
<http://tao.wto.org>. Acesso em: 20 out. 2019.