

TRANSMISSÃO DE PREÇOS MENSIS ENTRE OS MERCADOS EXTERNO E INTERNO: UMA ADAPTAÇÃO DO MODELO DE MUNDLAK-LARSON

Danilo R. de Aguiar¹

RESUMO - O objetivo deste artigo é propor uma adaptação ao modelo de Mundlak-Larson, de maneira que o mesmo possa ser utilizado na análise da transmissão de preços mensais entre os mercados externo e interno. Assume-se que o modelo de Mundlak-Larson representa uma situação de longo prazo, para a qual o mercado caminha por meio de ajustamentos parciais. Como os desenvolvimentos mostram, a soma das elasticidades parciais de transmissão de preços do modelo proposto é igual à elasticidade de transmissão de preços do modelo de Mundlak-Larson. O modelo proposto é adequado para mercados onde a transmissão de preços ocorre do preço internacional para o doméstico.

Termos para indexação: modelo, preços, mercado externo, mercado interno.

TRANSMISSION OF MONTHLY PRICES BETWEEN INTERNATIONAL AND DOMESTIC MARKETS: AN ADAPTATION OF THE MUNDLAK-LARSON'S MODEL

ABSTRACT - The objective of this paper is to propose an adaptation to Mundlak-Larson's model, as a way to use this model to the transmission of monthly prices between external and domestic markets. It is assumed that the Mundlak-Larson model represents a long term situation, for what market follow by mean of partial adjustments. As it is showed, the sum of partial elasticities of price transmission is just equal to the elasticity of the Mundlak-Larson model. The proposed model is suitable to markets where price transmission is from international to domestic prices.

Index Terms: model, prices, international market, domestic market.

¹Professor Adjunto, Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa. DER-UFV, 36571-000, Viçosa, MG.

1. INTRODUÇÃO

Mundlak e Larson (1992) propuseram um modelo explicando a transmissão entre os preços externos e internos por meio da Lei do Preço Único. Utilizando dados anuais, os preços domésticos instantaneamente se ajustavam ao preço internacional, conforme preconizado pela propalada lei. Entretanto, quando se consideram dados mensais, é adequado supor que os mesmos não se ajustam instantaneamente ao preço de equilíbrio. Esse ajuste se daria mediante um mecanismo de defasagem distribuída, porque as informações de mercado não se transmitem instantaneamente e porque existem restrições contratuais ou de outras naturezas que impedem o imediato ajuste de preço.

O modelo aqui proposto pretende explicar o mecanismo de transmissão de preços entre os mercados externo e interno nas dimensões de curto e longo prazos. A elasticidade de longo prazo seria similar àquela oriunda do modelo de Mundlak & Larson, mostrando o impacto total de variações no preço externo sobre o interno. As elasticidades mensais mostrariam como um choque no preço internacional, num dado mês, transmite-se aos preços domésticos, mês a mês. A vantagem do modelo proposto é que, com ele, é possível explicar também o efeito de curto prazo dos choques de preços internacionais

A contribuição deste trabalho está no desenvolvimento de uma estrutura analítica capaz de explicar a transmissão mensal de preços. Os diversos trabalhos empíricos que vêm sendo feitos para medir a transmissão mensal de preços entre os mercados externo e interno, no Brasil e no exterior, têm se ressentido de modelos que permitam uma análise mais segura dos resultados encontrados². A adaptação do modelo de Mundlak & Larson se faz necessária porque esse modelo só se ajusta a situações de longo prazo. Frisa-se, ainda, que este artigo não se propõe a apresentar novos métodos econométricos; a estimação sugerida pode ser feita pelos métodos tradicionais de análise de regressão. O item seguinte apresenta o modelo de transmissão de preços entre os mercados externo e interno. O item final sugere formas de aplicação da análise utilizando o modelo como referência.

2. O MODELO

O modelo parte da mesma suposição do modelo de Mundlak & Larson, de que os preços domésticos se relacionam aos internacionais por meio da Lei de Preço Único, mas admite que apenas o preço de longo prazo, ou seja, o de equilíbrio, obedeceria essa lei. A Lei do Preço Único diz que bens idênticos serão vendidos por preços equivalentes, independentemente da moeda na qual os preços são definidos. A arbitragem³ assegura que, ignorando custos de transporte, barreiras comerciais e outras restrições, a Lei do Preço Único se mantenha (Yarbrough & Yarbrough, 1991). Assim Ter-se-ia:

²Exemplos de análises empíricas de transmissão de preços mensais entre mercados externos e internos, desenvolvidas no Brasil, são os trabalhos de Aguiar & Barros (1989); Aguiar & Barros (1991); e Gomes & Talamini (1992).

³Arbitragem nada mais é do que comprar no mercado onde o preço estiver menor e vender onde estiver maior. A consequência é queda de preço onde se vende (maior oferta) e aumento onde se compra (maior demanda), até que os preços se igualem (ignorando restrições comerciais).

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

em que:

P_{dt}^* é o preço doméstico de equilíbrio de longo prazo do bem em consideração;

P_{it} é o preço internacional do bem, em moeda externa;

E_t é a taxa de câmbio do país;

S_t é a variável que representa a política tributária em relação ao bem considerado, sendo $S_t = (1 + \tau_t)$, em que τ pode ser positiva (taxa de importação ou subsídio à exportação) ou negativa (subsídio à importação ou taxa de exportação).

Considerando $\bar{P}_{it} = P_{it} E_t$, o preço internacional convertido em moeda doméstica, ter-se-ia:

$$(2) \quad P_{dt}^* = \bar{P}_{it} S_t.$$

As equações (1) e (2) baseiam-se na hipótese de que a taxa de câmbio não é sub nem sobrevalorizada, refletindo as diferenças entre as inflações doméstica e internacional. Para permitir desvios dessa hipótese, inclui-se, na equação (2), um termo de erro, U , conforme fizeram Mundlak & Larson. Aplicando logaritmo à equação (2), para que os coeficientes sejam elasticidades, ter-se-ia, para letras minúsculas representando o logaritmo natural das mesmas variáveis apresentadas anteriormente em letras maiúsculas:

$$(3) \quad p_{dt}^* = \bar{p}_{it} + s_t + u_t$$

em que u tem distribuição aproximadamente normal com média m e variância σ^2 e u não é correlacionado com nenhuma das demais variáveis.

A equação (3) pode ser aproximadamente pela regressão (4):

$$(4) \quad p_{dt}^* = \alpha + \beta \bar{p}_{it} + \varepsilon_t$$

O coeficiente β é a elasticidade de transmissão do preço internacional para o doméstico, de longo prazo, assumida igual a um, como se pode deduzir da passagem

da equação (3) para a (4). A hipótese $\beta = 1$ decorre diretamente da Lei de Preço Único: se o preço internacional aumentar (diminuir) 10%, em dólar, o preço doméstico, em dólar, também teria de aumentar (diminuir) os mesmos 10% para manter a paridade⁴. Mas, de acordo com Mundlak & Larson, existem vários motivos pelos quais a elasticidade de transmissão de preços pode diferir de 1, tais como a existência de correlação entre o preço internacional e variáveis omitidas do modelo [particularmente a variável s_t , omitida na equação (4)], a existência de erro de mensuração do preço internacional (uso de um preço internacional que não é relevante para o país estudado) e o fato da economia do país estudado ser total ou parcialmente fechada ao comércio, o que tornaria o preço internacional pouco ou nada relevante. Adicionalmente, admitindo a hipótese de $\beta=1$, tem-se que $a = \alpha + u$, em que s é a média amostral de s_t ; ou seja, o intercepto reflete a política tarifária e as variáveis omitidas na equação (3).

A hipótese de curto prazo é de que o preço doméstico se ajusta parcialmente ao preço de equilíbrio, ou de longo prazo. Isto ocorreria em decorrência dos fatores no início deste artigo, ou seja, principalmente pelo período (não instantâneo) de transmissão de informações e por restrições contratuais. Assim:

$$(5) \quad p_{dt} - p_{dt-1} = \lambda(p_{dt}^* - p_{dt-1}), \text{ sendo } 0 < \lambda < 1.$$

Isolando o preço doméstico tem-se:

$$(5') \quad p_{dt} = \lambda p_{dt}^* + (1 - \lambda)p_{dt-1}.$$

Substituindo (4) em (5'):

$$(6) \quad p_{dt} = \lambda\alpha + \lambda\beta \bar{p}_{it} + (1 - \lambda)p_{dt-1} + \lambda\varepsilon_t.$$

Defasando-se o preço doméstico:

⁴A equação (3), tipo log-log, já sugere que, partindo da Lei de Preço Único [equações (1) e (2)], a elasticidade de transmissão de preços entre os mercados externo e interno deve ser igual a um. Outra forma de constatar esta relação é obtida a partir da equação (2), que representa a citada lei. A elasticidade de transmissão seria dada por:

$$E_{id} = \frac{dP_{dt}^*}{dP_{it}} \cdot \frac{\bar{P}_{it}}{P_{dt}^*} \text{ Derivando (2), tem-se: } \frac{dP_{dt}^*}{dP_{it}} = S_t. \text{ Como [de (2)] } \frac{\bar{P}_{it}}{P_{dt}^*} = \frac{1}{S_t}, \text{ conclui-se que:}$$

$$E_{id} = \frac{S_t}{S_t} = 1.$$

$$(6') \quad p_{dt-1} = \lambda\alpha + \lambda\beta \bar{p}_{it-1} + (1-\lambda)p_{dt-2} + \lambda\varepsilon_{t-1}.$$

Substituindo (6') em (6):

$$(7) \quad p_{dt} = \lambda\alpha + \lambda\alpha(1-\lambda) + \lambda\beta \bar{p}_{it} + \lambda\beta(1-\lambda)\bar{p}_{it-1} + \\ + (1-\lambda)^2 p_{dt-2} + \lambda\varepsilon_t + \lambda(1-\lambda)\varepsilon_{t-1}.$$

Pode-se, agora, defasar, pela segunda vez, o preço doméstico e substituí-lo na equação (7). O resultado será o preço doméstico corrente como função dele mesmo defasado de três meses e de uma distribuição de defasagem do preço internacional, desde o valor corrente até a segunda defasagem. Procedendo-se assim, continuamente, o preço doméstico ficaria função apenas do preço internacional, corrente e defasado, (8)(8) e de uma distribuição de ruídos brancos:

$$(8) \quad p_{dt} = [\lambda\alpha + \lambda\alpha(1-\lambda) + \lambda\alpha(1-\lambda)^2 + \dots] + \\ + [\lambda\beta \bar{p}_{it} + \lambda\beta(1-\lambda)\bar{p}_{it-1} + \lambda\beta(1-\lambda)^2 \bar{p}_{it-2} + \dots] + \\ + [\lambda\varepsilon_t + \lambda(1-\lambda)\varepsilon_{t-1} + \lambda(1-\lambda)^2 \varepsilon_{t-2} + \dots].$$

Note que a soma dos coeficientes do preço internacional, na equação (8), nada mais é do que $\lambda\beta[1 + (1-\lambda) + (1-\lambda)^2 + \dots]$, que se trata do produto de $\lambda\beta$ pela progressão geométrica (PG): $[1 + (1-\lambda) + (1-\lambda)^2 + \dots]$. Esta PG, com raiz $(1-\lambda)$, é igual a $\frac{1}{1-(1-\lambda)}$, que pode ser simplificada para: $\frac{1}{\lambda}$. Dessa forma,

$\lambda\beta \frac{1}{\lambda} = \beta$, ou seja, a soma das elasticidades parciais é a elasticidade total, que se assumiu igual a 1. Isso é válido, também, para a constante, cuja soma dos efeitos mensais é igual a um multiplicado por α , e para os coeficientes dos desvios, cuja soma é igual a 1 multiplicado pelo desvio de longo prazo. Ou seja, a constante de ajustamento de longo prazo é igual à soma dos ajustamentos mensais e o desvio é a soma dos desvios mensais.

O modelo empírico a ser estimado pode ser representado por:

$$(9) \quad p_{dt} = a_1 + b_1 \bar{p}_{it} + b_2 \bar{p}_{it-1} + b_3 \bar{p}_{it-2} + \dots + \eta_t,$$

em que a_1 é uma constante, b_1, \dots, b_b são elasticidades parciais de transmissão de preços e η_t é um ruído branco. Uma forma de se verificar que o desvio de (9) é mesmo um ruído branco é notando que η_t é a soma ponderada de ruídos brancos, de maneira que sua média será zero e sua variância constante. Assim: $E(\eta_t) = \lambda E(\varepsilon_t) + \lambda(1 - \lambda)E(\varepsilon_{t-1}) + \dots = 0$, pois a esperança de cada um dos ruídos brancos é nula; e, considerando $Var(\eta_t)$ a variância do desvio, $Var(\eta_t) = \sigma_\varepsilon^2 (\lambda^2 + \lambda^2(1 - \lambda)^2 + \lambda^2(1 - \lambda)^4 + \dots)$, em que a variância do ruído branco da equação (4) é multiplicada por λ^2 vezes uma PG de raiz $(1 - \lambda)^2$, originando $Var(\eta_t) = \left(\frac{\lambda}{\lambda - 2} \right) \sigma_\varepsilon^2$, que também é constante.

3. APLICAÇÃO

O modelo proposto permite que se mensure o efeito de choques nos preços internacionais sobre os domésticos. Para tal, ele é adequado a mercados em que o sentido de causalidade na transmissão de preços se dá de fora para dentro do país. Recomenda-se, dessa forma, que se utilize alguns dos procedimentos de testar o sentido de causalidade (como o teste de Sims, 1972, por exemplo), para que algum suporte empírico seja dado ao mecanismo de transmissão de preços pressuposto pelo modelo.

Operacionalmente, partindo da equação (9), calcula-se o número de defasagens significativamente diferentes de zero, dos coeficientes do preço internacional, para se estimar empiricamente a equação de transmissão de preço. Como a própria seqüência da equação (8) sugere, as elasticidades mais afastadas tendem a ser menores.

Uma forma de definir o número de defasagens significativas é estimar, inicialmente, um modelo com 12 defasagens e testar, sucessivamente, por meio do teste F, se as defasagens (1 a 12); (2 a 12); (3 a 12); ...; até (11 a 12), são nulas⁵. Caso

⁵Esse teste consiste em estimar uma equação irrestrita (IR), em que todos os parâmetros estão incluídos, e outra restrita (R), em que são excluídos os parâmetros cuja hipótese de nulidade é testada. O teste seria:

$$F = \frac{\frac{SQE_R - SQE_{IR}}{q}}{\frac{SQE_{IR}}{N - K}}$$

em que SQE é a soma dos quadrados dos erros de cada regressão (R e IR); q é o número de parâmetros cuja nulidade está sendo testada; K é o número de parâmetros da regressão sem restrição; e N é o número de observações. O teste F terá q graus de liberdade no numerador e N-K no denominador. Para maiores detalhes ver Pindyck & Rubinfeld (1991, p.110-12).

nem (11 a 12) fossem nulas, poder-se-ia estimar um modelo com 20 defasagens e se proceder, novamente, aos testes de nulidade de defasagem, até a vigésima defasagem. Caso, por exemplo, as defasagens (7 a 12) sejam estatisticamente diferentes de zero e as defasagens (8 a 12) não sejam diferentes de zero (a 5%), o modelo teria 7 defasagens significativas; neste caso, o modelo da equação (9) deveria ser estimado novamente, incluindo o preço internacional defasado de até sete meses. Formas alternativas de se definir o número de defasagens significativas são os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SC)⁶.

Implicação da adoção do modelo é que a elasticidade total, ou seja, a soma das elasticidades mensais, deve ser igual a um. Caso isso não ocorra, poder-se-ia estar diante de imperfeições de mercado que fizessem com que a Lei do Preço Único não se verificasse, ou diante de alguns dos problemas levantados por Mundlak & Larson, já citados neste artigo.

Outra questão relevante quando da aplicação do modelo é a seleção das séries que representariam os preços doméstico e internacional. Muitos trabalhos⁷ têm formulado o preço internacional dividindo o valor da exportação pela quantidade exportada de cada mês. Embora muitos dos resultados encontrados estejam de acordo com o esperado, deve-se levar em conta que é comum haver uma certa defasagem entre o preço pelo qual um negócio é fechado e o registro da exportação. Dessa forma, o valor médio da exportação de um dado mês pode ser a combinação de preço ocorridos em meses anteriores.

Uma maneira de se eliminar esse efeito defasado é mediante o uso de cotações nas Bolsas de Mercadorias internacionais relevantes, como sendo uma *proxy* do preço internacional. Por exemplo, para café e suco de laranja se utilizariam as cotações médias mensais da Bolsa de Nova Iorque, enquanto que as cotações da Bolsa de Chicago seriam utilizadas para soja, milho e outros produtos predominantemente comercializados nesta Bolsa. É bastante provável que o preço doméstico seja mais impactado pelas cotações das bolsas, ampla e diariamente divulgadas, do que por valores médios mensais das exportações ocorridas. A este respeito, Silva & Leite (1993) verificaram causalidade da cotação média mensal da Bolsa de Nova Iorque para o preço de exportação de suco de laranja do Brasil, o que seria mais uma sugestão no sentido da relevância da cotação da Bolsa na formação dos demais preços.

⁶Estes testes estão disponíveis nas versões mais recentes dos pacotes estatísticos, como o *Regression Analysis of Time Series (RATS)*, versão

4. Um exemplo de aplicação desses testes pode ser encontrado em Vieira (1995).

⁷Aguiar & Barros (1989); Gomes & Talamini (1992); entre outros.

4. AGRADECIMENTOS

O autor é grato pelos comentários dos professores Erly Cardoso Teixeira e Orlando Monteiro da Silva, da UFV, e de dois revisores anônimos da SOBER, que, naturalmente, não são responsáveis por eventuais deficiências que ainda existam no trabalho.

5. REFERÊNCIAS

- AGUIAR, D. R. D. & BARROS, G. S. A. C. Transmissão de preços de laranja entre os mercados externo e interno. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 27(1):61-70, jan./mar., 1989.
- GOMES, M. F. M. & TALAMINI D. J. D. Transmissão de preços de frango de corte entre os mercados externo e interno. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 30, Rio de Janeiro, 1992. Anais, Brasília, SOBER, vol. II, p. 485-95, 1992.
- MUNDLAK, Y. & LARSON, D. F. On the transmission of World Agricultural Prices. *The World Bank Economic Review*, 6(3):399-422, 1992.
- PINDYCK, R. S. & RUBINFELD, D. L. *Econometric models and economic forecasts*. Singapore: McGraw-Hill International Editions, 1991.
- SILVA, O. M. & LEITE, C. A. M. Aspectos econômicos e estatísticos do mercado futuro de suco de laranja concentrado congelado. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 31, Ilhéus-BA, 1993. Anais, Brasília, SOBER, vol. II, p. 563-575, 1993.
- SIMS, C. A. Money, income and causality. *The American Economic Review*, 62(4): 540-552, 1972.
- VIEIRA, W. C. Ajuste Macroeconômico e preço relativo agricultura-indústria no Brasil: 1982/88. Piracicaba, ESALQ/USP, 1995 (tese de doutoramento).