

CASUALIDADE E ELASTICIDADE DE TRANSMISSÃO DO TOMATE NO ESTADO DO CEARÁ – 1995 A 2002

Francisco José Silva Tabosa
Denise Michele Furtado da Silva
Clóvis Luis Madalozzo
Robério Telmo Campos

Resumo: O tomate representa uma das principais hortaliças produzidas e comercializadas no Brasil e no Estado do Ceará, estando presente na cesta do consumidor cearense durante todo o ano. O objetivo do presente trabalho é analisar as transmissões de preços entre produção e varejo da cadeia produtiva do tomate através dos testes de casualidade de Granger (1969) e elasticidade de transmissão. Assim sendo, estimam-se as elasticidades de transmissão de preços e avaliam-se como as variações nos preços de um nível de mercado afetam os demais. Este estudo está centralizado no Estado do Ceará, compreendendo o período de 1995 a 2002, totalizando 96 meses. Os resultados indicam uma casualidade bilateral entre os preços ao produtor e no varejo (se relacionam mutuamente) e as variações do preço ao produtor são menos do que proporcionais às variações do preço no varejo e vice-versa.

Palavras-chave: Casualidade, Elasticidade de Transmissão, Tomate.

1. Introdução

A cadeia do tomate no Brasil estende-se por diversos Estados, principalmente no Nordeste, com múltiplos centros produtores e de processamento, assim como muitos mercados de atacado, em praticamente todos os grande centros urbano-industriais do País (PAHOR; SILVA, 2001).

O tomate representa uma das principais hortaliças produzidas e comercializadas no Brasil e no Estado do Ceará, estando presente na cesta do consumidor cearense durante todo o ano.

É comum observar-se que decisões tomadas ao nível de mercado primário, geralmente, têm efeito sobre o mercado secundário e vice-versa. Desta forma, para testar a existência ou não desses efeitos, utilizam-se os níveis de mercado de “produtor” e de “varejo”, como referenciais, para estimação das elasticidades-preço que mede os impactos que uma alteração de preço de um determinado nível de mercado (produtor, no caso) exerce sobre os demais (varejo, por exemplo) e vice-versa. Para tanto, faz-se necessário realizar o Teste de Casualidade de Granger (1969) que identifica se um mercado exerce influência sobre o outro.

Assim sendo, o objetivo do presente trabalho é analisar as transmissões de preços entre produção e varejo na cadeia produtiva do tomate no Estado do Ceará, através dos testes de casualidade e elasticidade de transmissão.

2. Metodologia

2.1. Área de Estudo

A área de estudo compreende o Estado do Ceará, localizado na Região Nordeste, com uma população de 7.430.661 habitantes em 2002, sendo o 11º maior produtor de tomate a nível nacional e o 3º a nível regional.

2.2. Fonte de Dados

Os dados são de fonte secundária, obtidos junto a Central de Abastecimento do Ceará (CEASA-CE). Os dados coletados são referentes ao preço médio mensal do tomate a nível de produtor (em R\$/kg) e preço médio mensal do tomate a nível de varejo (em R\$/kg), compreendendo o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2002, totalizando 96 observações. Todos os preços foram corrigidos para valores constantes ou reais de agosto de 2003, fazendo-se uso de tabela disponível na Revista SUMA ECONÔMICA.

2.3. O Teste de Casualidade

Granger (1969) desenvolveu um teste de casualidade partindo do princípio de que o preço ao produtor (PP) causa o preço no varejo (PV) se os valores presente e passados de PV e de PP explicam melhor as variações de PV. Segundo SANTANA (2003) e GUJARATI (2000), o teste compreende um modelo de regressão restrito, em que PV é função de apenas seus valores defasados e um outro modelo de regressão irrestrito, em que PV é função dos valores defasados de PP e PV.

Conforme FERREIRA FILHO; PELOZO (2000), as possíveis relações de casualidade entre duas variáveis PP e PV são:

- a) PP causa PV;
- b) PV causa PP;
- c) PP e PV se relacionam mutuamente PP•PV (casualidade bilateral);
- d) PP e PV não se relacionam (independentes).

No caso do preço do tomate no Estado do Ceará (PP•PV), sendo o modelo restrito especificado da seguinte forma:

$$(1) \quad PV_t = \alpha_0 + \alpha_1 PV_{t-1} + \dots + \alpha_s PV_{t-s} + \epsilon_t$$

O modelo irrestrito é o seguinte:

$$(2) \quad PV_t = \alpha_0 + \alpha_1 PV_{t-1} + \dots + \alpha_s PV_{t-s} + \beta_1 PP_{t-1} + \dots + \beta_s PP_{t-s} + \epsilon_t$$

Na situação inversa (PV•PP), o modelo restrito é o seguinte:

$$(3) \quad PP_t = \alpha_0 + \alpha_1 PP_{t-1} + \dots + \alpha_s PP_{t-s} + \epsilon_t$$

O modelo irrestrito é o seguinte:

$$(4) \quad PP_t = \bullet_0 + \bullet_1 PP_{t-1} + \dots + \bullet_s PP_{t-s} + \bullet_1 PV_{t-1} + \dots + \bullet_s PV_{t-s} + \bullet_2$$

Onde:

PV = logaritmo do preço médio real mensal no varejo em R\$/kg;
 PP = logaritmo do preço médio real mensal ao produtor em R\$/kg;
 S = número de defasagens passadas;
 \bullet_1 e \bullet_2 = erros aleatórios.

Vale ressaltar a necessidade de realizar-se o teste de existência (ou) não de autocorrelação serial entre os resíduos, utilizando-se o teste *d* de Durbin-Watson.

SANTANA (2003) aborda que para se verificar a existência ou não de casualidade, faz-se necessário realizar o teste F, sendo a hipótese nula dada por:

$$H_0 = \bullet_1 = \dots = \bullet_s = 0$$

Caso a hipótese nula seja aceita, não existe casualidade de PP para PV ou vice-versa. O teste F é dado pela fórmula:

$$(5) \quad F = \frac{(SQE_R - SQE_I) / m}{SQE_I / (n-k-1)}$$

Onde:

SQE_R = Soma dos quadrados dos resíduos do modelo restrito;
 SQE_I = Soma dos quadrados dos resíduos do modelo irrestrito;
 m = Número de variáveis defasadas;
 n = Número de observações;
 k = Número de parâmetros.

Se o F calculado for maior do que o F tabelado, com um nível de significância acima de 10%, será aceita a hipótese alternativa (existência de casualidade entre as variáveis).

2.4. Elasticidade de Transmissão

A intensidade da relação entre preços de diferentes níveis de mercado é medida pela elasticidade de transmissão de preços, que pode ser usada para prever o impacto de alterações de preço num determinado nível de mercado sobre os demais.

MARQUES; AGUIAR (1993) analisam que a elasticidade de transmissão de preços determina quanto um preço de um determinado mercado irá variar (percentualmente), quando o preço de outro nível de mercado variar em 1%.

Na existência de casualidade entre as variáveis (casualidade bilateral ou não), a elasticidade de transmissão será definida da seguinte forma:

$$\ln PV = \ln \alpha_0 + \alpha_1 \ln PP \quad (6)$$

Quando a casualidade for bilateral, deve-se fazer também a elasticidade de PP para PV, da seguinte forma:

$$\ln PP = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln PV \quad (7)$$

Aqui utiliza-se o modelo loglinear, pois além de mostrar um bom ajustamento, os valores dos coeficientes α_1 e β_1 serão os próprios valores da elasticidade de transmissão.

Segundo MARQUES; AGUIAR (1993) se a elasticidade for menor do que 1, as variações de PP são menos do que proporcionais as variações de PV. Quando for igual a 1, as variações são transmitidas na mesma proporção. Já se for maior que 1, são transmitidas mais do que proporcionalmente.

Caso a elasticidade de transmissão de preços do varejo em relação ao produtor seja inferior à unidade, a sua demanda será mais elástica ao varejo do que ao produtor, pois quando a oferta do produto agrícola varia, o preço do varejo tende a variar proporcionalmente menos que o preço ao produtor.

3. Resultados e Discussão

Neste estudo, considerou-se para cada equação três defasagens, o que se obteve um bom ajustamento. Antes de se realizar o teste de casualidade, procurou-se verificar se as variáveis, a serem estudadas (o preço médio real mensal do tomate ao produtor em R\$/kg e preço médio real mensal do tomate no varejo em R\$/kg) eram estacionárias.

Na primeira hipótese analisada, testou-se a casualidade entre PP e PV (PP influencia PV).

Conforme a TABELA 1, a regressão da equação sob a forma restrita, teve um bom ajuste, com R^2 explicando 47,52% da variável dependente, F significativo ($F_{cal} > F_{tab}$) e a Soma dos Quadrados dos Resíduos igual a 13,65300. O teste Durbin Watson mostrou a não existência de autocorrelação nos resíduos, pois o valor de d encontra-se na área de aceitação.

TABELA 1 - Regressão na forma restrita do preço do tomate no varejo no Estado do Ceará – 1995-2002

Dependent Variable: LNPV				
Method: Least Squares				
Date: 03/14/04 Time: 21:10				
Sample: 1995:04 2002:12				
Included observations: 93				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.244495	0.052288	-4.675972	0.0000
LNPVMENOS1	0.637282	0.097488	6.537057	0.0000
LNPVMENOS2	-0.012440	0.117916	-0.105498	0.9162
LNPVMENOS3	-0.356628	0.097110	-3.672416	0.0004
R-squared	0.475244	Mean dependent var		-0.329993
Adjusted R-squared	0.457556	S.D. dependent var		0.531792
S.E. of regression	0.391669	Akaike info criterion		1.005258
Sum squared resid	13.65300	Schwarz criterion		1.114187
Log likelihood	-42.74451	F-statistic		26.86754
Durbin-Watson stat	2.067018	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Dados da pesquisa

A TABELA 2 mostra a equação na forma irrestrita, com o R^2 explicando 53,20% da variável dependente, com F significativo ($F_{cal} > F_{tab}$) e a Soma dos Quadrados dos Resíduos igual a 12,17393. O teste Durbin Watson mostrou a não existência de autocorrelação nos resíduos, pois o valor de d encontra-se na área de aceitação.

TABELA 2 - Regressão na forma irrestrita do preço do tomate no varejo no Estado do Ceará – 1995-2002

Dependent Variable: LNPV Method: Least Squares Date: 03/14/04 Time: 21:13 Sample: 1995:04 2002:12 Included observations: 93				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.254896	0.061221	-4.163517	0.0001
LNPVMENOS1	0.536286	0.109947	4.877659	0.0000
LNPVMENOS2	0.049244	0.122221	0.402911	0.6880
LNPVMENOS3	-0.338168	0.103960	-3.252855	0.0016
LNPPMENOS1	0.303560	0.103312	2.938300	0.0042
LNPPMENOS2	-0.267774	0.114645	-2.335672	0.0218
LNPPMENOS3	0.079215	0.108947	0.727097	0.4691
R-squared	0.532092	Mean dependent var		-0.329993
Adjusted R-squared	0.499448	S.D. dependent var		0.531792
S.E. of regression	0.376241	Akaike info criterion		0.955112
Sum squared resid	12.17393	Schwarz criterion		1.145737
Log likelihood	-37.41269	F-statistic		16.29950
Durbin-Watson stat	1.977389	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Dados da pesquisa

Após se estimar as regressões nas formas restrita e irrestrita, realizou-se o teste F para saber se existe (ou não) casualidade entre as duas variáveis. Então, o valor de F ficou assim:

$$F = \frac{(13.65300 - 12.17393)/3}{12.17393/86} = \frac{0.493023}{0.141557} = 3,482861$$

O valor de F calculado (3,482861), mostrou-se significativo ($F_{cal} > F_{tab}$) a um nível de 10%, concluindo-se pela existência de casualidade entre PP e PV (o preço do produtor tem influência no preço do varejo).

Em seguida, testou-se a hipótese de que o preço do tomate no varejo tem influência sobre o preço ao produtor.

Conforme a TABELA 3, obteve-se um bom ajuste na regressão na forma restrita (R^2 explicando 39,02% da variável dependente, F significativo ($F_{cal} > F_{tab}$) e a Soma dos Quadrados dos Resíduos igual a 15,65520). O teste Durbin Watson mostrou a não existência de autocorrelação nos resíduos, pois o valor de d encontra-se na área de aceitação.

TABELA 3 - Regressão na forma restrita do preço do tomate ao produtor no Estado do Ceará – 1995-2002

Dependent Variable: LNPP				
Method: Least Squares				
Date: 03/14/04 Time: 21:21				
Sample: 1995:04 2002:12				
Included observations: 93				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.010177	0.043665	0.233068	0.8162
LNPPMENOS1	0.707684	0.102677	6.892306	0.0000
LNPPMENOS2	-0.347757	0.120229	-2.892463	0.0048
LNPPMENOS3	-0.018379	0.102265	-0.179717	0.8578
R-squared	0.390228	Mean dependent var		0.022271
Adjusted R-squared	0.369674	S.D. dependent var		0.528265
S.E. of regression	0.419406	Akaike info criterion		1.142102
Sum squared resid	15.65520	Schwarz criterion		1.251031
Log likelihood	-49.10776	F-statistic		18.98540
Durbin-Watson stat	2.067594	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Dados da pesquisa

A TABELA 4 mostra a regressão na forma irrestrita com R^2 explicando 47,46% da variável dependente, F significativo ($F_{cal} > F_{tab}$) e a Soma dos Quadrados dos Resíduos igual a 13,48838). O teste Durbin Watson mostrou a não existência de autocorrelação nos resíduos, pois o valor de d encontra-se na área de aceitação.

TABELA 4 - Regressão na forma irrestrita do preço do tomate ao produtor no Estado do Ceará – 1995-2002

Dependent Variable: LNPP				
Method: Least Squares				
Date: 03/14/04 Time: 21:23				
Sample: 1995:04 2002:12				
Included observations: 93				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001020	0.064442	0.015827	0.9874
LNPPMENOS1	0.593899	0.108746	5.461341	0.0000
LNPPMENOS2	-0.418668	0.120676	-3.469357	0.0008
LNPPMENOS3	0.156619	0.114678	1.365727	0.1756
LNPVMENOS1	0.211220	0.115731	1.825092	0.0715
LNPVMENOS2	0.084382	0.128650	0.655901	0.5136

LNPVMENOS3	-0.323309	0.109429	-2.954511	0.0040
R-squared	0.474626	Mean dependent var		0.022271
Adjusted R-squared	0.437972	S.D. dependent var		0.528265
S.E. of regression	0.396032	Akaike info criterion		1.057644
Sum squared resid	13.48838	Schwarz criterion		1.248269
Log likelihood	-42.18043	F-statistic		12.94882
Durbin-Watson stat	2.013841	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Dados da pesquisa

Após a análise das regressões nas formas restrita e irrestrita, realizou-se o teste F para saber se existe (ou não) casualidade entre as duas variáveis. Então, o valor de F ficou assim:

$$F = \frac{(15.65520 - 13.48838)/3}{13.48838/86} = \frac{0.722273}{0.156842} = 4,605102$$

O valor de F calculado (4,605102) mostrou-se significativo ($F_{cal} > F_{tab}$) a um nível de 10%, concluindo-se que existe casualidade entre PV e PP, ou seja, o preço no varejo tem influência no preço ao produtor).

Como já foi mostrado acima, existe casualidade bilateral entre PP e PV (se relacionam mutuamente - $PP \leftrightarrow PV$). Agora, parte-se para o cálculo dos valores das elasticidades de transmissão, tanto de PV para PP como de PP para PV.

Em relação a elasticidade de transmissão de PV, com PP sendo uma variável independente, a TABELA 5 mostra o resultado, em que os valores dos coeficientes foram estatisticamente diferentes de zero e significantes. O coeficiente $\alpha_1 = 0,626851$ indica o valor da elasticidade, mostrando que quando o preço ao produtor varia 1%, o preço no varejo varia 0,626851%, ou seja, as variações do preço no varejo são transmitidas menos do que proporcionalmente aos preços do produtor.

TABELA 5 - Elasticidade de transmissão do preço do tomate no varejo no Estado do Ceará – 1995-2002

Dependent Variable: LNPV				
Method: Least Squares				
Date: 03/14/04 Time: 21:26				
Sample: 1995:04 2002:12				
Included observations: 93				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.343953	0.043424	-7.920843	0.0000
LNPP	0.626851	0.082572	7.591552	0.0000
R-squared	0.387748	Mean dependent var		-0.329993
Adjusted R-squared	0.381020	S.D. dependent var		0.531792
S.E. of regression	0.418388	Akaike info criterion		1.116458
Sum squared resid	15.92945	Schwarz criterion		1.170922
Log likelihood	-49.91528	F-statistic		57.63166
Durbin-Watson stat	1.258661	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Dados da pesquisa

Em relação a elasticidade de transmissão de PP, com PV sendo uma variável independente, a TABELA 6 mostra o resultado, em que os valores dos coeficientes foram estatisticamente diferentes de zero e significantes. O coeficiente $\beta_1 = 0,618565$ indica o valor da

elasticidade, mostrando que quando o preço no varejo varia 1%, o preço ao produtor varia 0,618565%, ou seja, as variações do preço no varejo são transmitidas mais do que proporcionalmente aos preços ao produtor.

TABELA 6 - Elasticidade de transmissão do preço do tomate ao produtor no Estado do Ceará – 1995-2002

Dependent Variable: LNPP				
Method: Least Squares				
Date: 03/14/04 Time: 21:28				
Sample: 1995:04 2002:12				
Included observations: 93				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.226393	0.050797	4.456822	0.0000
LNPV	0.618565	0.081481	7.591552	0.0000
R-squared	0.387748	Mean dependent var		0.022271
Adjusted R-squared	0.381020	S.D. dependent var		0.528265
S.E. of regression	0.415614	Akaike info criterion		1.103150
Sum squared resid	15.71887	Schwarz criterion		1.157615
Log likelihood	-49.29648	F-statistic		57.63166
Durbin-Watson stat	1.371530	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Dados da pesquisa

4. CONCLUSÕES

Os resultados obtidos ao longo do trabalho indicam uma casualidade bilateral entre os preços ao produtor e no varejo, ou seja, esses preços se relacionam mutuamente. A estimação das equações com três defasagens, tanto para o produtor quanto para o varejo, mostrou um bom ajustamento. Tanto o preço ao produtor influencia o preço no varejo como o preço no varejo influencia o preço ao produtor.

Em relação a elasticidade de transmissão do preço no varejo em relação ao preço ao produtor, o valor da elasticidade mostrou que quando o preço ao produtor varia 1%, o preço no varejo varia 0,626851%, ou seja, as variações do preço no varejo são transmitidas menos do que proporcionalmente aos preços ao produtor.

Como a elasticidade-preço no varejo em relação ao produtor mostrou-se inferior a unidade, conclui-se que a sua demanda é mais elástica no varejo do que ao produtor, pois quando a oferta do produto agrícola varia, o preço no varejo tende a variar proporcionalmente menos que o preço ao produtor.

Em relação a elasticidade de transmissão do preço do produtor em relação ao preço do varejo, o valor da elasticidade mostrou que quando o preço no varejo varia 1%, o preço ao produtor varia 0,618565%, ou seja, as variações do preço no varejo são transmitidas mais do que proporcionalmente aos preços ao produtor.

Como a elasticidade-preço ao produtor em relação ao varejo mostrou-se inferior a unidade, conclui-se que a sua demanda é mais elástica ao produtor do que ao varejo, pois quando a oferta do produto agrícola varia, o preço ao produtor tende a variar proporcionalmente menos que o preço no varejo.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

CEASA – CENTRAL DE ABASTECIMENTO DO CEARÁ S/A. **Banco de dados**. Fortaleza: CEASA, 2003.

FERREIRA FILHO, J. B. de S.; PELOZO, R.. Influência do mercado de carne brasileiro na formação de preços da pecuária bovina do Paraguai. **Teo. Evid. Econ.** Passo Fundo, v.8, n14, maio 2000, p. 11-26.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000. 846p.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Banco de Dados. Disponível via internet no< www.ibge.gov.br >Capturado em 12/12/2003.

MARQUES, P. V.; AGUIAR, D. R. D.. **Comercialização de produtos agrícolas**. São Paulo: Edusp, 1993.

PAHOR, M. M.; SILVA, A.P. da. A Importância da Organização de um Sistema de Preços na Comercialização do Tomate no Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL. **Anais...** Belém, 2001.

SANTANA, A. C. de. **Métodos Quantitativos em Economia**. elementos e aplicações. Belém: UFRA, 2003. 484p.