



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

Papers downloaded from AgEcon Search may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.



EXPORTAÇÃO BRASILEIRA DE MELÃO: UM ESTUDO DE SÉRIES TEMPORAIS

ARACY ALVES ARAÚJO; ALEXANDRE GERVÁSIO SOUSA; RICARDO BRUNO NASCIMENTO DOS SANTOS;

UFV

VIÇOSA - MG - BRASIL

aracy.araujo@gmail.com

APRESENTAÇÃO ORAL

Comércio Internacional

EXPORTAÇÃO BRASILEIRA DE MELÃO: UM ESTUDO DE SÉRIES TEMPORAIS.

Grupo de Pesquisa: 3 - Comércio Internacional

RESUMO

Este estudo apresenta uma análise da exportação brasileira de melões através da verificação das séries volume exportado, preço doméstico e taxa de câmbio utilizando a metodologia VAR, no período de janeiro de 1996 a março de 2007. As séries estudadas eram não-estacionárias e, por isso optou-se pela utilização do conceito de co-integração. No entanto, o número de vetores de co-integração foi igual ao número de variáveis do modelo e por isso, utilizou-se o modelo Vetorial Auto Regressivo – VAR em nível. A decomposição da variância dos erros de previsão indicou que após choque não antecipado sobre as variáveis, a maior parte do seu comportamento ao longo do tempo continua sendo explicado pela própria variável.

Palavras-chave: comércio internacional, exportação de melão, VAR

ABSTRACT

This study presents an analysis of the Brazilian export of melons through the verification of the series exported volume, domestic price and exchange rate using the methodology VAR, in the period of January of 1996 to March of 2007. The studied series were no-stationary and opted for the use of the co-integration concept. However, the number of co-integration vectors was equal to the number of variables of the model and then, the model Vectorial Regressive

was used–VAR in level. The decomposition of the variance of the forecast mistakes indicated that after non premature shock on the variables, most of its behavior along the time continues being explained by the own variable.

Keywords: international trade, melons exportation, VAR

1. INTRODUÇÃO

O Brasil destaca-se na produção de frutas e contribui no mercado mundial com uma grande parcela exportada. A concorrência entre países exportadores é acirrada, a oferta mundial é crescente fazendo com que a competição ocorra via qualidade do produto exportado. Em 2006, de acordo com Instituto Brasileiro de Frutas - IBRAF (2007) a produção brasileira de frutas frescas foi de aproximadamente 42 milhões de toneladas. Laranja, banana e coco são as frutas com maior quantidade de área produzida.

O Nordeste é grande produtor de frutas frescas e configura nacionalmente como significante produtor de melão, coco, manga e mamão (IBRAF, 2007). Esse destaque pode ser atribuído ao programa de Pólos de Desenvolvimento Integrados do Nordeste. Criado em 1996 pelo Banco do Nordeste do Brasil, esses pólos foram potencializados pela existência, nas áreas escolhidas, da combinação de boas condições edafo-climáticas, infra-estrutura de produção, mão-de-obra disponível. Essas características podem viabilizar a obtenção de maiores retornos econômicos e sociais dos investimentos públicos e privados, em menor espaço de tempo (BNB, 1998).

De acordo com dados da Secretaria do Comércio Exterior (SECEX) de 2006, na pauta de exportação da região Nordeste dos cem principais produtos exportados, dezesseis são de origem agrícola e desse total, sete estão entre os trinta que mais geram receita de exportação. O melão, produto selecionado para análise está posicionado em 29º no total da receita das exportações do Nordeste.

Até início da década de 60, quando começou a ser produzido em escala comercial, o mercado brasileiro de melão era abastecido por frutas importadas, principalmente, do Chile e da Espanha. A cultura do melão estabeleceu-se primeiramente nos estados de São Paulo e Rio Grande do Sul, mas teve melhor adaptação climática na região Nordeste do Brasil, aonde a cultura chegou no início dos anos 80 (DELLA VECCHIA, 2007).

O Nordeste é grande produtor de frutas frescas e configura nacionalmente como significante produtor de melão, coco, manga e mamão (IBRAF, 2007). Esse destaque pode ser atribuído à criação dos Pólos de Desenvolvimento Integrados do Nordeste. O conceito de Pólo de Crescimento foi desenvolvido por Perroux em artigo original em 1978. Os pólos se organizam criando em torno de si uma área de influência cujos limites estão ligados ao traçado das vias de transportes e de comunicações, exercendo maior força de atração nas áreas que lhes são próximas.

IBRAF (2005) informa que os principais estados produtores de melão eram Rio Grande do Norte, Ceará, Pernambuco e Bahia, que responderam por 93,6% da produção nacional. Aproximadamente 35% da produção é destinada à exportação. Europa e Estados Unidos são os maiores receptores desse produto. Com mais estrutura, as empresas são responsáveis por 90% do volume total exportado, enquanto as exportações diretas por produtores respondem por apenas 10% do total exportado (TODAFRUTA, 2006 e DELLA VECCHIA, 2007).

O melão tem bastante aceitação no mercado interno, e o que não é exportado abastece redes de varejistas e atacadistas do Nordeste, e também as demais regiões como Sudeste e Centro Oeste (TODAFRUTA, 2006). O aumento crescente da produção encontra mercado consumidor e, quando nos referimos ao mercado internacional, temos que este está cada vez mais exigente fazendo assim com que os produtores invistam em tecnologia para obter produtos com melhor qualidade.

A observação do volume exportado e do preço doméstico ao longo do tempo pode auxiliar a captar o comportamento das exportações frente ao mercado interno. Essas informações podem ser úteis para dirigir a ação dos produtores e pesquisadores para a obtenção de um produto com características que atendam as exigências do mercado interno e externo obtendo colocação ainda melhor nos mercados que abastece.

O objetivo deste trabalho é analisar a exportação brasileira de melão utilizando o modelo de auto-regressão vetorial (VAR) através da análise das séries de volume exportado, preço doméstico e taxa de câmbio, no período de janeiro de 1996 a março de 2007.

Assim, além de analisar as exportações brasileiras de melão no período de 1996 a 2007 verificando as relações entre o volume exportado, o preço doméstico e a taxa de câmbio, especificamente serão estimados parâmetros de informações que compõe esse mercado, a fim de estudar o relacionamento entre essas variáveis por meio decomposição da variância dos erros de previsão.

2. METODOLOGIA

2.1 ANÁLISE DE SÉRIES TEMPORAIS: Teste de raiz unitária, Modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR), Co-integração e Mecanismo de Correção de Erro.

Um processo estocástico é estacionário se suas médias e variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada. Caso a série seja não-estacionária, ela apresentará uma média que varia com o tempo ou uma variância que varia com o tempo ou ambos (ENDERS, 1995).

A estacionariedade de uma série temporal pode ser obtida mediante testes de raiz unitária. Dessa forma, considerando a regressão dos valores da variável Y_t sobre seus valores

defasados Y_{t-1} através da função $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$, onde u_t é o termo de ruído branco; se $\rho = 1$ a variável Y tem uma raiz unitária, ou seja, ela é não estacionária. Esta equação pode ser expressa como:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

onde $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ e $\delta = \rho - 1$.

Para testar se a série possui raiz unitária ou não a hipótese nula é $\delta = 0$. A não rejeição desta hipótese significa que $\delta = 0$, ou seja, $\rho = 1$, ou seja, temos uma raiz unitária, o que significa que a série temporal em estudo é não estacionária. Observa-se ainda que, quando $\delta = 0$ a equação 1 se torna $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t$. Como u_t é termo de ruído branco, ele é estacionário, o que significa que as primeiras diferenças de uma série temporal de passeio aleatório são estacionárias (ENDERS, 1995).

Sendo o termo de erro u_t autocorrelacionado deve-se incluir termos de diferença defasados: $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$. Neste caso, a equação com o intercepto, por exemplo, seria igual a:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

Para testar a significância do coeficiente δ utiliza-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Caso a hipótese nula $H_0: \delta = 0$ seja rejeitada a série de dados não possui raiz unitária, ou seja, ela é estacionária, ou ainda, integrada de ordem 0 indicada por $I(0)$. Quando a série de dados possui raiz unitária testa-se se as primeiras diferenças não são estacionárias. Quando as primeiras diferenças são estacionárias, a série original é integrada de ordem 1, isto é, $I(1)$.

As primeiras diferenças são expressas, a partir da equação (2), como:

$$\Delta(\Delta Y_t) = \beta_1 + \delta \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta^2 Y_{t-i} + u_t \quad (3)$$

Sendo rejeitada a hipótese $H_0: \delta = 0$ as primeiras diferenças são estacionárias e a série original é integrada de ordem 1, indicada por $I(1)$.

A estacionariedade é uma condição fundamental para as propriedades dos estimadores do modelo VAR. O modelo pode ser representado como a seguir:

$$X_t = \alpha_{10} + \alpha_{11} X_{t-1} + \alpha_{12} Z_{t-1} + \varepsilon_{t1} \quad (4)$$

$$Z_t = \alpha_{20} + \alpha_{21} X_{t-1} + \alpha_{22} Z_{t-1} + \varepsilon_{t2} \quad (5)$$

A mesma equação pode ser escrita em forma matricial, como: $Y_t = \alpha + \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots \Pi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$, onde Y_t : vetor ($nx1$) auto-regressivo de ordem p ; α_0 : vetor ($nx1$) de interceptos; Π_i : matriz de parâmetros de ordem (nxn); ε_t : termo de erro $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$. (ENDERS, 1995)

Esses coeficientes não levam em conta o relacionamento entre as variáveis expressas no modelo VAR. Diante disso, para avaliar o impacto das inovações, é necessário utilizar a função impulso – resposta.

Quando estamos trabalhando com séries temporais podemos cair no problema conhecido como regressão espúria que ocorre quando usamos séries temporais não

estacionárias. Identificamos as regressões espúrias quando temos um R^2 alto sem uma relação significativa entre as variáveis (Harris, 1995). Isto ocorre devido ao fato de que a presença de uma tendência, decrescente ou crescente, em ambas as séries leva a um alto valor do R^2 , mas não necessariamente, a presença de uma relação verdadeira entre séries.

A análise da co-integração é importante quando as séries temporais que estão sendo trabalhadas são não estacionárias. Quando isso ocorre, ou seja, a série possui raiz unitária, os resultados obtidos com o uso dessas séries podem ser viesados, uma vez que, o pressuposto principal da estacionariedade das séries pode não ser mais atendido: média e a variância são constantes ao longo do tempo.

É indicado, quando se trabalha com duas ou mais de duas variáveis explicativas, que se utilize a metodologia de co-integração proposta por Johansen. Trata-se de procedimento baseado na versão reparametrizada de um modelo de auto-regressão vetorial. Assim, temos, de acordo com Johansen (1998):

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \Pi y_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad (12)$$

onde y_t é um vetor com k variáveis, $\varepsilon_t \approx N(0, \Sigma)$ e $E(e_t e_s') = 0$ para qualquer t diferente de s .

A determinação de que r é o posto da matriz Π , permite inferir que esta tem r autovalores diferentes de zero e três situações podem ocorrer: (i) se $r = k$ então y_t é estacionário; (ii) se $r = 0$ então Δy_t é estacionário; e (iii) se $0 < r < n$, existem matrizes α e β de dimensão $k \times r$ tais que $\Pi = \alpha \beta'$ e o vetor $\beta' y_t$ é estacionário, havendo, portanto, r vetores de co-integração (as r colunas de β).

Johansen e Juselius (1990), indicam dois testes juntamente com seus valores críticos para escolher o número de vetores de cointegração: teste do traço (λ_{trace}) e do máximo autovalor (λ_{max}). Os critérios de Akaike e Schwarz podem ser utilizados para determinar o número de defasagens (p) bem como o de Hannan-Quinn.

Quando as variáveis apresentam co-integração, a relação entre elas pode ser expressa como um mecanismo de correção de erro (MCE). Esse mecanismo faz uma correção do desequilíbrio. Sabe-se que, quando duas variáveis são cointegradas há uma relação de longo prazo ou de equilíbrio entre elas. No curto prazo, no entanto, pode ocorrer um desequilíbrio. A apresentação do mecanismo de correção de erro pode ser feita da seguinte forma, para o caso de Y_t e X_t ,

$$\Delta Y_t = \beta + \beta_1 \Delta X_t - \beta_2 U_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

onde, ε_t é o ruído branco; β_2 é a velocidade de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo, sendo que $|\beta_2| < 0$ para garantir que o EMC obtenha a equação de longo prazo, e; $U_{t-1} = U_t$ defasado da equação estatística ($T_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + U_t$) (SAMOHYL e DANTAS, 2007).

2.2 Fonte de Dados e Variáveis Utilizadas

Os dados referentes à quantidade exportada (em kg) foram obtidos no sistema Aliceweb (2007). Para compor o modelo utilizou-se ainda taxa de câmbio nominal, real por dólar americano (R\$/US\$) disponibilizado pelo IPEA (2007). A série de preços domésticos



do melão foi obtida na Secretaria de Desenvolvimento Agrário do Ceará (2007). Os preços foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), da Fundação Getúlio Vargas – Conjuntura Econômica (FGV/Conjuntura Econômica), disponível no site do IPEA (2007).

Os dados são mensais com início em janeiro de 1996 e término em março de 2007 formando uma série temporal com 135 observações. O preço doméstico utilizado foi o do melão amarelo, uma vez que este é a espécie mais exportada. Consideraram-se os dados da Secretaria de Desenvolvimento Agrário do Ceará como uma *proxy* dado que o Ceará, conforme já citado, é o segundo maior produtor de melão do Brasil.

Foi introduzida uma *dummy* para tentar captar os efeitos da implantação dos Pólos de Desenvolvimento Integrado do Nordeste sobre o volume exportado. Os pólos foram criados em 1998, mas levando em consideração que o período de tempo entre a implantação de uma política pública e os seus resultados podem demorar a serem sentidos, atribuímos o valor 0 para o período anterior a 2003 e 1 para o período posterior (*dummy* tipo pulse), considerando assim um período de 5 anos depois da implantação dos Pólos.

Considerou-se nesse artigo que a quantidade exportada é dependente do preço doméstico e da taxa de juros. As séries foram denominadas conforme a seguir: LQ - logaritmo natural da quantidade exportada; LPD - logaritmo natural do preço doméstico e; LTC - logaritmo natural da taxa de câmbio nominal real.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise de dados contemplou as seguintes etapas: visualização gráfica das séries teste de raiz unitária, teste de co-integração e obtenção de estimativas dos parâmetros do modelo (VAR). Introduziu-se no modelo uma variável *dummy* para captar os possíveis efeitos da criação dos Pólos de Desenvolvimento Integrados do Nordeste sobre o volume exportado.

Inicialmente, procedemos à visualização gráfica das séries de tempo objetivando verificar a possível ocorrência de quebra estrutural (Figuras 1 a 3), uma vez que a presença destas distorce os resultados dos testes de raiz unitárias mais utilizados que são os de Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o de Phillips-Perron (PP). Os testes de raiz unitárias são fundamentais quando se está trabalhando com séries temporais então é importante que não ocorra quebra estrutural ou que, em ocorrendo, seja corrigida.

Analizando a série LQ, LPD, nota-se que não ocorre quebra estrutural. O que se pode perceber ainda através da visualização gráfica é que as séries são não estacionárias, ou seja, apresentam tendência estocástica.

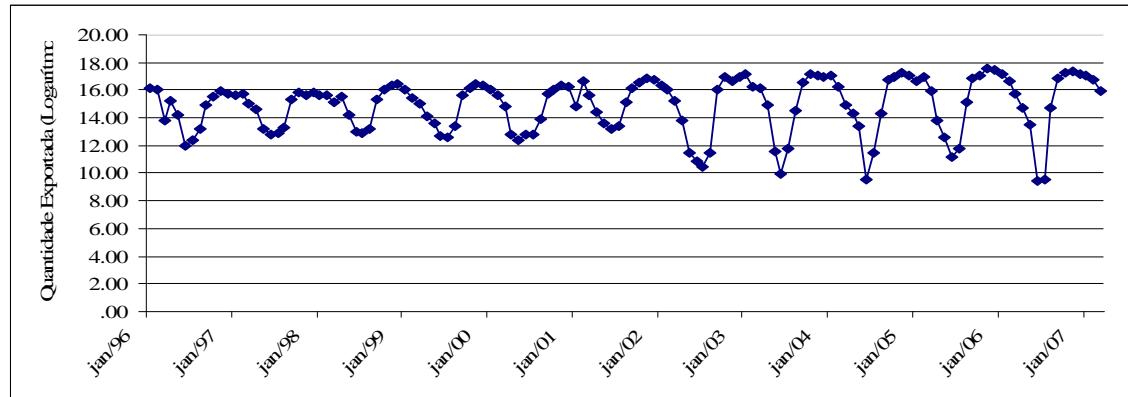


Figura 1: Variável Quantidade Exportada em nível na forma logarítmica, de janeiro de 1996 a março de 2007.

Fonte: Dados da Pesquisa, 2008.

A série LQ apresentou características de sazonalidade e diante disso, utilizou-se a função de autocorrelação. O seu correlograma não apresentou características, como picos, nas defasagens sazonais, de onde se pode inferir que essa variável não tem comportamento sazonal. Dessa forma, não foi necessário utilizar a aplicação de diferença sazonal, aplicou-se o teste de raiz unitária ADF.

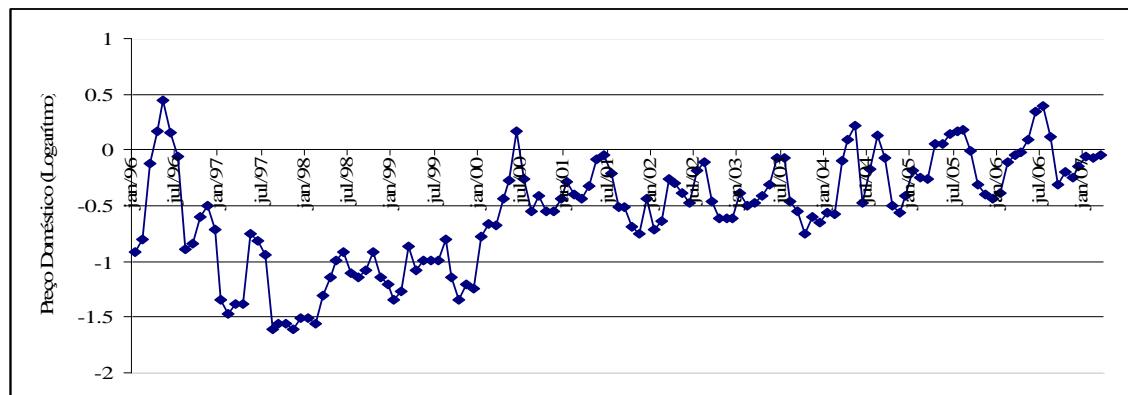


Figura 2: Variável Preço Doméstico em nível na forma logarítmica, de janeiro de 1996 a março de 2007.

Fonte: Dados da pesquisa, 2008.

Para a série LTC taxa de câmbio, no entanto, foi detectada uma quebra estrutural em 1999 no período da mudança de política cambial. Neste caso, faz-se necessário utilizar o teste de raiz unitária com quebra estrutural Perron (1994) citado por Margarido (2001) e Margarido et al. (2007).

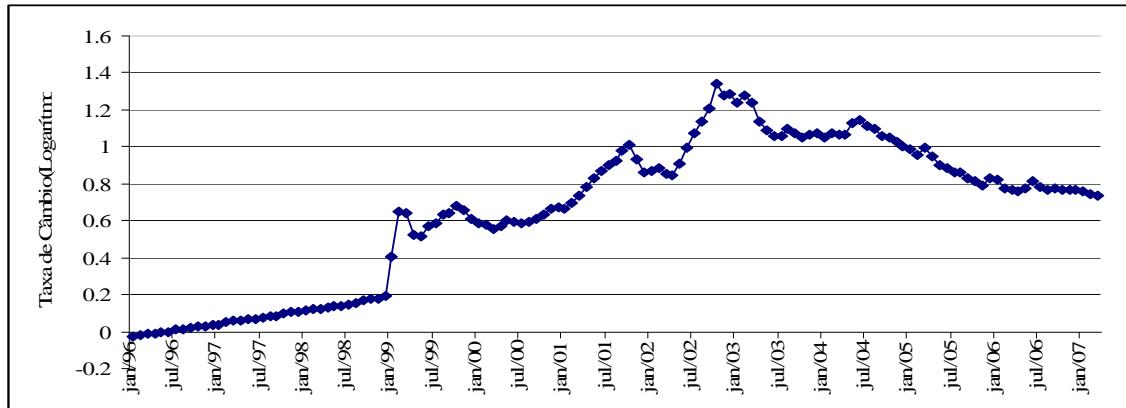


Figura 3: Variável Taxa de câmbio em nível na forma logarítmica, de janeiro de 1996 a março de 2007.

Fonte: Dados da pesquisa, 2008.

Para verificar a estacionariedade das séries LQ e LPD, aplicou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), com defasagens baseado em *SIC* (Schwarz Information Criterion), por ser esse considerado pelos autores como o mais parcimonioso. Os resultados obtidos são apresentados no Quadro 1. As estatísticas τ_μ , τ_τ , τ correspondem respectivamente às equações com constante e tendência, com constante e sem tendência, sem constante e sem tendência.

Série	τ_μ	Defasagens	τ_τ	Defasagens	τ	Defasagens
LQ	-8.6627*	3	-8.4944*	3	0,2726*	4
LPD	-4.5058*	1	-2.9610**	0	-2.8218***	0

Quadro 1: Teste de Estacionariedade, Dickey-Fuller Aumentado para as séries de quantidade exportada, preço doméstico, PIB, preço exportação e taxa de câmbio, em nível, logarítmizadas, de janeiro de 1996 a março de 2007.

Dados: Fonte da pesquisa, 2008.

* a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 1%.

** a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%.

***a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 10%.

A série LQ mostrou-se estacionária em nível, com 1% de significância, para os três tipos de equação. A série LPD mostrou-se estacionária em nível com 1% de significância para as equações com constante e tendência, estacionária a 5% de significância para a equação com constante e, a 10% para a equação sem constante e sem tendência. A série LY se mostrou não estacionárias em nível para todas as equações testadas.

Para a variável taxa de câmbio, devido a já citada quebra estrutural, o processo para determinação da ordem de integração foi diferente das outras variáveis, foi realizado o teste de raiz unitária com quebra estrutural.

A quebra estrutural corresponde a janeiro de 1999. Utilizou-se o modelo *Additive Outlier (AO)*¹ tipo 2, o qual capta mudança abrupta de nível da variável conjuntamente com alteração de sua respectiva tendência.

O procedimento consiste em estimar uma regressão aonde as variáveis de entrada são intercepto, tendência determinística, uma variável de intervenção do tipo *STEP*, a qual capta a mudança abrupta do nível da série e outra variável de intervenção que capta a mudança da tendência. A variável de intervenção assume o seguinte formato: $DT^*t = t - Tb$ se $t > Tb$ e igual a zero caso contrário, sendo que Tb representa o ponto de quebra estrutural na série (MARGARIDO, 2001 e MARGARIDO et al. 2007).

Após realizar a regressão, obtém-se os resíduos e a seguir, estima-se uma auto-regressão desses resíduos contendo como variáveis de entrada os resíduos defasados de um período, resíduos defasados e diferenciados de ordem um e variáveis *dummies* defasadas.

A inclusão de variáveis relativas aos resíduos defasados e diferenciados, objetiva eliminar a autocorrelação dos resíduos da segunda regressão. O parâmetro de interesse é o coeficiente estimado para o termo de resíduo defasado de um período e seu respectivo valor do teste t . Os resultados são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 – Estimativas dos parâmetros do modelo de regressão com variáveis de intervenção e do teste de Raiz Unitária de Perron para a variável LTC, modelo *Additive Outlier (AO)*, caso 2.

Variável	Parâmetro	Estimativa ¹	Teste t
LTC	Intercepto (μ)	-0.127709 (-0.044269)	-2.88 ²
	Tendência (β)	0.011015 (-0.00193)	5.70 ³
Dummy 1 ⁴	D1	0.402662 (-0.063418)	6.34 ³
Dummy 2 ⁵	D2	-0.101226 (-0.023643)	-4.28 ³
Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) sobre os resíduos			
Variável	Parâmetro	Estimativa	Teste t (α)
Resíduo defasado de um período	α	0.971524 0.021386	45.42
Variável	Parâmetro	Estimativa	Teste t

¹ Ao se detectar a presença de outliers, em primeiro lugar, é necessário identificar qual sua categoria, para posteriormente aplicar a análise de intervenção. Existem quatro categorias de outliers. O tipo de outlier considerado o mais simples é o *additive outlier (AO)*, definido como: $x_t = \varepsilon_t + \omega I^T_t$ onde ε_t representa o modelo de ruído composto por parâmetros auto-regressivos e médias móveis. O modelo AO é subdividido em três modelos diferentes: 1: $y_t = \mu_1 + \beta t + \theta D\bar{U}_t + v_t$ onde: μ_1 é o intercepto, βt representa a tendência determinística, e $D\bar{U}_t = 1$ se $t > T_b$ e zero caso contrário, sendo que t representa o tempo e T_b , o momento no tempo em que ocorreu a quebra estrutural e v_t é o modelo de ruído; 2: $y_t = \mu_1 + \beta t + \theta D\bar{U}_t + \gamma DT^*_t + v_t$; 3: $y_t = \mu_1 + \beta_t + \gamma DT^*_t + v_t$. Esse modelo incorpora mudanças na taxa de crescimento da função tendência, isto é, capta alterações na inclinação da função tendência a partir do ponto da quebra estrutural, sem mudanças abruptas no nível da série (MARGARIDO, 2001).

Resíduo defasado e diferenciado	DU_{t-1}	0.305416 (0.086267)	3.54 ³
Resíduo defasado e diferenciado	DU_{t-4}	0.141929 (0.066278)	2.14 ³
Dummy 1	D_{t-1}	0.292869 (0.04001)	7.31 ³
	D_{t-2}	-0.38997 (0.05096)	-7.65 ³
Dummy 2	D_{t-1}	-0.122937 (0.018168)	-6.76 ³
	D_{t-2}	0.030852 (0.01641)	1.88 ²

¹Erro padrão entre parênteses; ² significativo ao nível de 5%; ³ significativo ao nível de 1%. ⁴ Variável de intervenção que capta mudança na inclinação da função tendência, a qual é definida como: $DT^*t = t - Tb$ se $t > Tb$ e igual a zero caso contrário, sendo que Tb representa o ponto de quebra estrutural na série. ⁵ Variável de intervenção que capta mudança no nível da série, a qual é definida como: $DU_t = 1$ se $t > Tb$ e igual a zero caso contrário, sendo que Tb representa o ponto de quebra estrutural na série.

O valor calculado para o teste de raiz unitária com quebra estrutural é superior ao seu valor tabelado (45,42) em nível de significância de 5%, a hipótese nula de que essa variável tem raiz unitária não pode ser rejeitada.

Em economia, a maioria das séries temporais apresenta raiz unitária e diante disso fez-se necessário realizar teste de raiz unitária com as séries em primeira diferença, inclusive para a variável taxa de câmbio, o resultado pode ser visualizado no Quadro 2.

Série	τ_μ	Defasagens	τ_τ	Defasagens	τ	Defasagens
LQ	-12,4714	10	-12,5213	10	-12,5641	10
LPD	-10,1947	0	-10,2324	0	-10,2665	0
LTC	-8,1080	1	-7,8531	1	-7,7472	1

Quadro 2: Teste de Estacionariedade, Dickey-Fuller Aumentado para as séries de quantidade exportada, preço doméstico, PIB, preço exportação e taxa de câmbio, em primeira diferença, logarítmizadas, de janeiro de 1996 a março de 2007.

Fonte: Dados da pesquisa, 2008.

Os valores críticos para o modelo com constante e tendência ao nível de 1%, 5% e 10% são respectivamente -4.0230, -3.4413, -3.1452; para o modelo com constante e sem tendência -3.4761, -2.8815 e -2.5775 respectivamente e; -2.5811, -1.9430 e -1.6152 para o modelo sem constante e sem tendência. Não há, assim, rejeição da hipótese nula em nenhum dos níveis adotados.

Avaliando as séries do modelo em primeira diferença, tem-se que aos níveis de significância adotados (1%, 5% e 10%) pode-se rejeitar a presença de raiz unitária para todas as variáveis. As séries são então integradas de ordem 1 - $I(1)$.

Como os resultados não foram uniformes para todas as séries em relação à presença ou ausência de raiz unitária, fez-se necessário seguir o procedimento adotado por Alves *et al.* (2004), e considerar na especificação do modelo, que todas as séries são estacionárias em primeira diferença. Destacamos ainda que, o modelo considerado para as séries é com

constante e sem tendência o critério de seleção foi à significância do intercepto e da tendência e, nesse caso, o intercepto mostrou-se significativo para quatro séries e a tendência para apenas uma série.

Assim, em seguida partiu-se para análise da relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Quando trabalhamos com modelos em diferenças, as estimativas dos parâmetros podem ser inconsistentes se forem ignoradas possíveis relações de co-integração entre as variáveis. Para evitar problemas dessa natureza, foram conduzidos testes de co-integração.

Inicialmente, foi necessário determinar o número de defasagens a serem utilizadas para escolher o modelo a empregar. O critério de informação usado para determinação do número de defasagens foi o de Schwarz (SIC). Por esse critério, a ordem do VAR foi 2, e assim, como estamos trabalhando com variáveis em primeira diferença, faz-se necessário eliminar uma defasagem, então o modelo apresenta uma *lag*. O Critério de Schwarz indicou como melhor modelo o com constante e sem tendência determinística. De fato, percebe-se pela análise gráfica das séries, que, não há um padrão condizente com tendência determinística.

Obtidos o número de defasagens, foram realizados o Teste do Traço e do Máximo Autovalor para encontrar, caso exista, relações de longo prazo entre as variáveis. Os resultados encontrados podem ser visualizados no Quadro 3.

Pelo exposto no quadro três, nota-se que o número de vetores de co-integração é igual ao número de variáveis, ou seja, o *rank* é pleno. Deve-se utilizar o modelo Vetorial Auto Regressivo – VAR em nível. Assim, colocando todas as variáveis em nível no VAR, a combinação linear entre elas produz um relacionamento estacionário (MAYORGA et al. 2007).

Teste do Traço				Teste do Máximo Valor			
H_0	H_1	Valor observado	Valor crítico a 10%	H_0	H_1	Valor observado	Valor crítico a 10%
$r = 0$	$r \geq 1$	85.40684	27.06695	$r = 0$	$r = 1$	57.58726	18.89282
$r \leq 1$	$r \geq 2$	27.81958	13.42878	$r \leq 1$	$r = 2$	24.30710	12.29652
$r \leq 2$	$r \geq 3$	3.512477	2.705545	$r \leq 2$	$r = 3$	3.512477	2.705545

Quadro 3: Resultado do Teste de Co-integração de Johansen, variáveis LQ, LPD e LTC de Janeiro de 1996 a março de 2007.

Fonte: Resultado da pesquisa, 2008.

Verificou-se a influência do programa Pólos de Desenvolvimento Integrados do Nordeste na quantidade exportada aplicando uma *dummy* tipo pulse a partir de 2000. Essa variável foi considerada exógena, no entanto, essa *dummy* não foi estatisticamente significativa (Anelafos e Margarido, 2006). Inferimos que a criação dos Pólos não se

constituuiu como o mais importante fator para o aumento das exportações de melão ou seus efeitos serão percebidos mais no longo prazo.

Convém lembrar também que o melão é bastante apreciado no mercado interno e talvez, a criação dos Pólos tenha contribuído mais para o abastecimento do mercado interno que por um longo período era abastecido com melão importado.

Apresenta-se nas tabelas de 2 a 4 os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para as variáveis do modelo. A primeira coluna apresenta os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para as 3 variáveis. A segunda coluna apresenta os períodos, no caso deste artigo mensal, escolhidos aqui 24 meses. Na tabela 2, são mostrados inicialmente a decomposição dos erros de variância da variável quantidade exportada sobre ela mesma e sobre as demais variáveis que compõem o modelo. Repetiu-se esse procedimento para as demais variáveis.

Tabela 2: Decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem da variável quantidade exportada, logaritmizada, em relação à quantidade exportada, preço doméstico e taxa de câmbio, logaritmizadas, de janeiro de 1996 a março de 2007.

Variável	Lead	Erro Padrão	LQ	LPD	LTC
LQ	1	1.283269	100.0000	0.000000	0.000000
	6	1.927217	98.75704	1.044094	0.198863
	12	1.969387	97.44476	1.783445	0.771790
	18	1.977829	96.64836	1.981518	1.370124
	24	1.983945	96.08041	2.053061	1.866534

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2008.

Tem-se que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre a variável quantidade exportada, 96,08% de seu comportamento é explicado por ela mesma. As outras variáveis do modelo não se constituem como variáveis importantes para determinar a quantidade exportada.

A contribuição da taxa de câmbio na explicação dessa variável é muito baixa e isso ocorre devido ao volume exportado de melão frente a outros produtos da pauta de exportação brasileira que é muito pequeno e, a quantidade paga por essa mercadoria não é muito significativa, portanto, não tem poder para afetar o comportamento da taxa de câmbio.

Na análise para o preço doméstico (Tabela 3), verifica-se que decorridos 24 meses após choque não antecipado, 87,40% do seu comportamento são explicados por ele, 9,28% pela quantidade exportada. Outros fatores devem ser buscados para avaliar o preço doméstico como aumento da produção e da área plantada, aumento da demanda interna.

Tabela 3: Decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem da variável Preço Doméstico, logaritmizada, em relação à quantidade exportada, preço doméstico e taxa de câmbio, logaritmizadas, de janeiro de 1995 a março de 2007.

Variável	Lead	Erro Padrão	LQ	LPD	LTC
LPD	1	0.225475	7.766412	92.23359	0.000000
	6	0.343340	9.489746	90.10053	0.409720

12	0.353159	9.446534	89.09926	1.454202
18	0.355827	9.323227	88.19703	2.479739
24	0.357722	9.289099	87.40235	3.308552

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2008.

A decomposição da variância para a variável taxa de câmbio indica que 85,47% aproximadamente do seu comportamento é influenciada por ela mesma ao fim de 24 meses (Tabela 4). Após esse período, 7.75% dos erros de previsão são atribuídos ao preço doméstico e 6.77% a quantidade exportada.

Tabela 4: Decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem da variável taxa de câmbio, logaritmizada, em relação à quantidade exportada, preço doméstico e taxa de câmbio, logaritmizadas, de janeiro de 1996 a março de 2007.

Variável	Lead	Erro Padrão	LQ	LPD	LTC
LTC	1	0.043450	0.041176	1.648040	98.31078
	6	0.104869	2.929721	5.301059	91.76922
	12	0.143098	5.180824	6.913773	87.90540
	18	0.167379	6.228341	7.487880	86.28378
	24	0.184139	6.771758	7.751942	85.47630

Fonte: Resultados da Pesquisa, 2008.

Observa-se que a variável quantidade exportada tem participação pequena na explicação do comportamento da variável taxa de câmbio. O entendimento deve ser análogo ao da pequena influência da taxa de câmbio na explicação da quantidade exportada: o volume exportado de melão frente a outros produtos da pauta de exportação brasileira é muito pequeno e, a quantidade paga por essa mercadoria não é muito significativa, portanto, não tem poder para afetar o comportamento da taxa de câmbio.

4. CONCLUSÕES

Este trabalho procurou identificar as relações entre a quantidade exportada e os determinantes principais da oferta de exportação de melão no Brasil no período de janeiro de 1996 a março de 2007. As variáveis analisadas foram quantidade exportada, preço doméstico, taxa de câmbio e uma *dummy* exógena para captar possíveis efeitos da criação dos Pólos de Desenvolvimento Integrado do Nordeste.

Estudando as séries temporais, notou-se que duas séries eram estacionárias em nível e uma em primeira diferença, de forma que, foi estimado o Modelo de Correção de Erro (MCE) a partir do modelo Auto-regressivo Vetorial (VAR) utilizado no teste de co-integração.

Através do Teste do Traço e da Raiz Máxima, notou-se que o número de vetores de co-integração foi igual ao número de variáveis, ou seja, o *rank* é pleno e, portanto, utilizou-se não se pode utilizar o modelo VEC. Dessa forma, a análise continuou com o uso do modelo VAR em nível.

A variável *dummy* introduzida no modelo não foi significativa e daí, infere-se que a criação dos Pólos não se constituiu como o mais importante fator para o aumento das exportações de melão ou seus efeitos serão percebidos mais no longo prazo.

Os erros de previsão foram observados até um período de 24 meses e a análise mostrou que a o comportamento das variáveis após choque não antecipado é explicado em uma maior porcentagem pela própria variável sendo a participação das demais variáveis que compõem o modelo não se constituem como variáveis importantes para explicar as outras variáveis.

5. REFERÊNCIAS

ALICEWEB. Disponível em: <http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br/>. Acesso em: 20/dez/2007.

ALVES, L. R. A., BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 42, n. 1, jan-mar/2004.

ANELAFOS, L. C; MARGARIDO, M. A. Modelo de séries temporais aplicado ao setor brasileiro de exportação de flores de corte. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 2006, Fortaleza. **Artigo Completo...** Fortaleza, CE: SOBER, 2006. Cd-Rom

Banco do Nordeste do Brasil - BNB. **Documento básico do projeto pólos de desenvolvimento integrado do Nordeste**. Disponível em:
http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/Meio_Ambiente/Acoes/gerados/ambiente_polos.asp?idTR=meioambiente

Banco Central do Brasil – BACEN. **Estatísticas**. Disponível em:
<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. Acesso em 21/12/2007.

DELLA VECHIA, P. T. **O cultivo de melão no Brasil**. Disponível em:
www.hortibrasil.org.br/classificacao/melao/melao.html - 8k. Acesso em: 23/12/2007.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. John Wiley & Sons, Inc., 1995. 433p.

HARRIS, Richard I.D. **Cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice Hall, 1995. 176p.

Instituto Brasileiro de Frutas – IBRAF. Disponível em:
http://www.ibraf.org.br/estatisticas/Frutas_Frescas/Produ%C3%A7%C3%A3o/2005/Produ%C3%A7%C3%A3o_Brasileira_de_Frutas_Frescas_por_Estado_2005.pdf. Acesso em: 16/dez/2007.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. **Estatísticas**. Disponível em www.ipeadata.gov.br. Acesso em: 28/12/2007.



JOHANSEN, Soren; JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

MARGARIDO, M. A.; BUENO, C. R. F.; MARTINS, V. A. TOMAZ, I. F. Análise dos efeitos preço e câmbio sobre os preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo: uma aplicação de modelos de séries de tempo. **Pesquisa & Debate**, SP, volume 18, número 2 (32) pp. 251-281, 2007.

MARGARIDO, Mario Antonio. Aplicação de testes de raiz unitária com quebra estrutural em séries econômicas no Brasil na década de 90. **Informações Econômicas**, SP, v.31, n.4, abr. 2001.

MAYORGA, R. O.; SAEED KHAN, Ahmad.; MAYORGA, R. D.; et al. Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. **Revista de Economia Rural - RER**, Rio de Janeiro, vol. 45, nº 03, p. 675-704, jul/set 2007.

SAMOHYL, Robert W.; DANTAS, Anderson de Barros. **Previsão com co-integração e modelo a correção de erro**: aplicação empírica no consumo de gasolina do Brasil. http://www.abepro.org.br/biblioteca/ENEGET1998_ART114.pdf. Acesso em: 23/dez/2007.

Secretaria de Comércio Exterior – SECEX. **Estatísticas**. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/sitio/>. Acesso em: 16/dez/2007

Secretaria Desenvolvimento Agrário do Ceará – SDAS. **Estatísticas**. Disponível em: <http://www.seagri.ce.gov.br/>. Acesso em: 21/12/2007.

TODAFRUTA. Disponível em: http://www.todafruta.com.br/todafruta/mostra_conteudo.asp?conteudo=7930. Acesso em: 16/dez/2007.