



MODELOS DE SÉRIES TEMPORAIS APLICADOS AO SETOR DE EXPORTAÇÃO BRASILEIRA DE FLORES DE CORTE

Grupo de Pesquisa: 3 - Comércio Internacional

Lílian C. Anefalos¹
Mario A. Margarido²

1. INTRODUÇÃO

O mercado mundial de flores e plantas ornamentais tem mantido concorrência acirrada entre os países exportadores, uma vez que há oferta crescente de flores de qualidade e grande variedade para suprir a demanda de consumidores exigentes provenientes de países com renda *per capita* elevada. A floricultura brasileira tem elevado sua expressão no mercado externo, dado seu grande empenho nos últimos anos, com a implementação de programas e ações regionais e de âmbito nacional visando aglutinar os *players* dessa cadeia para que haja melhoria das condições físicas e estruturais para exportação de seus produtos.

O Programa Brasileiro de Exportação de Flores e Plantas Ornamentais (*Florabrazilis*), iniciado em 2000 e reestruturado em 2001, contribuiu para a implantação e desenvolvimento de pólos regionais, procurando dinamizar a produção e comercialização de flores e plantas ornamentais com destino ao mercado internacional. Em 3 de julho de 2001, foi instituído o Programa de Desenvolvimento Sustentado da Floricultura (Resolução 2866 do Banco Central³), por meio de recursos do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), que disponibilizou R\$ 30 milhões para investimentos no período de 01 de julho de 2001 a 30 de junho de 2002, dando suporte financeiro à implementação do programa *Florabrazilis*.

Nesse contexto, estudos direcionados a ampliar o entendimento da floricultura brasileira têm sido conduzidos em diversas áreas, inclusive na econômica. Ainda há carência de informações no setor, dada a grande diversidade de atividades desenvolvidas, problemas e exigências em toda a cadeia que têm restringido a consolidação desse mercado tanto internamente quanto externamente.

Apesar da expansão das áreas de produção de flores e plantas ornamentais para os estados do Rio de Janeiro, Minas Gerais, Santa Catarina, Paraná, Rio Grande do Sul, Bahia, Alagoas, Pernambuco, Ceará e, região norte do país, o estado de São Paulo ainda concentra a maior parte das áreas de cultivo (71% em relação ao total brasileiro, de acordo com *Florabrazilis*, 2002) e também a principal fonte de escoamento para a comercialização interna e externa. Apesar do segmento de flores de corte ainda não possuir expressiva representatividade nas exportações brasileiras em relação aos demais produtos florícolas, houve expansão crescente nos últimos anos, principalmente após 2001, conforme mostra a Tabela 1.

¹ Engenheira Agrônoma, Dr. em Economia Aplicada, Pesquisadora do Instituto de Economia Agrícola (IEA). E-mail: lcanefal@iea.sp.gov.br

² Economista, Dr. em Economia Aplicada, Pesquisador do Instituto de Economia Agrícola (IEA). E-mail: mamargarido@iea.sp.gov.br

³ Essa resolução está disponível em Banco Central do Brasil <http://www.bcb.gov.br>



XLIV CONGRESSO DA SOBER
“Questões Agrárias, Educação no Campo e Desenvolvimento”

Fortaleza, 23 a 27 de Julho de 2006
Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural

Fortaleza, 23 a 27 de Julho de 2006
Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural

Tabela 1 – Exportações brasileiras de flores de corte, em US\$ FOB, de 1996 a 2005.

ano	Valor exportado (US\$ FOB)	Variação percentual em relação		
		ao ano anterior	à 1996	à 2001
1996	420416.00	-	-	-
1997	262162.00	-37,64	-37,64	-
1998	165432.00	-36,90	-23,01	-
1999	156409.00	-5,45	-2,15	-
2000	314710.00	101,21	37,65	-
2001	512617.00	62,89	47,07	-
2002	1206619.00	135,38	165,08	135,38
2003	2604968.00	115,89	332,61	272,79
2004	4877165.00	87,23	540,46	443,25
2005	5037828.00	3,29	38,22	31,34

Fonte: Brasil (2006)

Dadas as condições de conjuntura econômica interna e externa, principalmente em função da contínua valorização do real em relação ao dólar⁴, o maior crescimento ocorreu em 2004, com incremento bem pequeno em 2005. Por outro lado, o fato de ter havido expansão desse setor nesse último ano, apesar do maior acirramento na competição com outros países, mostra que a cadeia de flores tem conseguido melhorar a sua estrutura e a qualidade do produto exportado para garantir preços externos competitivos. Nesse caso, como se trata de um produto perecível a infra-estrutura logística é de suma importância e torna-se vital para que se cumpram prazos mantendo-se a integridade física do produto no seu destino final⁵.

Além dos gargalos logísticos, outros devem ser equacionados para garantir o escoamento da produção interna e a comercialização das flores de corte brasileiras nos mercados doméstico e internacional. Um ponto que chama a atenção diz respeito à capacidade de absorção dessa produção adicional do produto, que tem se elevado ao longo dos anos, frente à demanda interna e externa por flores brasileiras, uma vez que há vários fatores envolvidos nesse processo para que se viabilize a sua inserção em ambos os mercados no médio ou longo prazo, podendo-se destacar a busca freqüente por nichos de mercado com renda e consumo *per capita* mais elevados, por se tratar de produtos de maior valor agregado, e a necessidade de investimentos contínuos em material de propagação, tecnologia e equipamentos para que seus produtos tenham qualidade final e se diferenciem dos demais.

Nesse sentido, o entendimento das relações entre o volume exportado e o preço doméstico ao longo do tempo pode auxiliar a captar melhor o comportamento das exportações brasileiras frente ao mercado interno e vice-versa, e as informações extraídas dessa relação poderão servir como base para implementação de políticas públicas dentro do setor de flores de corte.

⁴ A evolução da taxa de câmbio ao longo do tempo mostra, em linhas gerais, que o real apresentou contínuo processo de desvalorização frente ao dólar, sendo que essa desvalorização se acentuou no segundo semestre de 2002, em função das eleições presidenciais naquele ano, e a desvalorização do real atingiu seu ápice em outubro daquele ano com a cotação de R\$ 4,00 por US\$. A partir dessa data, o real passou a se valorizar em relação ao dólar, sendo que esse processo de valorização ganhou maior impulso no início de 2004 e continuou em 2005.

⁵ Informações mais detalhadas sobre esse tópico poderão ser encontradas em Anefalos (2004).

2. OBJETIVO

Este trabalho tem por objetivo principal analisar as exportações brasileiras de flores de corte no período de 1996 a 2005, com o intuito de verificar as relações entre o volume exportado, o preço doméstico e a taxa de câmbio. Mais especificamente serão estimados parâmetros de transmissão de informações que compõem esse mercado, a fim de estudar o relacionamento entre essas variáveis, por meio de função de resposta de impulso e decomposição da variância dos erros de previsão.

3. MATERIAL E MÉTODOS

A seguir serão apresentados os dados e os métodos empregados nesta pesquisa.

3.1. Fontes de dados

Para compor o modelo foram utilizados dados mensais de 1996 a 2005 referentes a: quantidade total exportada de flores de corte pelo Brasil, disponibilizadas pela Secretaria de Comércio Exterior, SECEX (Brasil, 2006), em quilos (kg); taxa de câmbio nominal, real por dólar americano (R\$/US\$) (Banco Central do Brasil, 2006); preço mensal das flores de corte comercializadas no mercado interno, com base no preço médio mensal das principais flores de corte comercializadas na Companhia de Entrepósitos e Armazéns Gerais de São Paulo⁶ (CEAGESP) – angélica, antúrio, crisântemo (comum, crespo, Indianópolis, japonês, macarrão, manteiga, margarida e polaris), gébera, gypsofila, gladiolo, lírio (8 hastes) e rosa, ponderado pela suas respectivas quantidades vendidas mensalmente, em US\$ por quilo. Para efetuar a análise do modelo as variáveis foram utilizadas em sua forma logarítmica, ou seja, fez-se uso de suas respectivas elasticidades.

O CEAGESP concentra produtos oriundos de produtores e atacadistas e foi utilizado em função da disponibilidade de dados e por captar parte expressiva do mercado doméstico⁷, já que há grande volume e variedade de flores de corte comercializadas nesse entreposto. Ao se comparar informações dessas principais flores com o mercado do CEASA-Campinas, por exemplo, onde prevalecem transações de atacadistas e varejistas, de acordo com Marques (2002), verifica-se pela Figura 1 que, entre 1998 a 2005, os volumes comercializados e os valores da produção obtidos no CEASA representaram médias de 19% e 22%, respectivamente, em relação ao CEAGESP.

⁶ Como São Paulo ainda detém a maior produção de flores de corte em relação aos demais estados, pode-se considerar que essa variável apresente características satisfatórias para representar o preço doméstico desse produto.

⁷ De acordo com Jornal Entrepósito (2006), o mercado de flores do CEAGESP é o maior da América Latina, com crescimento anual de 20%.



Figura 1 – Percentual do volume e do valor da produção das flores de corte no CEASA-Campinas em relação às principais flores comercializadas no CEAGESP, 1998 a 2005 (a partir de seus respectivos dados básicos⁸).

3.2. Métodos

O primeiro passo consistiu na visualização gráfica de cada série de tempo. Esse procedimento objetivou verificar a possível ocorrência de alguma quebra estrutural, pois é de amplo conhecimento na literatura sobre séries de tempo que a presença de algum tipo de quebra estrutural distorce os resultados dos testes de raízes unitárias convencionais, tais como Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP). Como esse procedimento é fundamental na análise de séries temporais prejudica também a determinação da ordem de integração das variáveis, pois produz informações viesadas.

Para as séries volume exportado e preço doméstico não foi constatada nenhum tipo de quebra estrutural, sendo assim foi utilizado o teste de raiz unitária ADF para a determinação da ordem de integração de cada uma delas, conforme relatado em Dickey e Fuller (1979 e 1981).

Foi detectada uma quebra estrutural somente para a série relativa à taxa de câmbio, que ocorreu devido à mudança da política cambial no início de 1999. Nesse caso, foi necessário utilizar o teste de raiz com quebra estrutural desenvolvido por Perron (1994).

Para verificar a relacionamento entre as variáveis utilizadas, realizou-se o Teste de Causalidade de Granger, de acordo com Granger (1969). Neste ponto, dois aspectos devem ser realçados. Em primeiro lugar, o conceito de causalidade de Granger é diferente do sentido filosófico, ou seja, quando se diz que a variável *A* causa a variável *B* no sentido de Granger, representado por $A \Rightarrow B$, isto quer dizer que valores passados da variável *A* ajudam a prever de maneira mais precisa o comportamento futuro de *B* ao invés de se utilizar apenas os

⁸ Informações sobre esses entrepostos poderão ser encontradas, respectivamente, em www.ceasacampinas.com.br e www.ceagesp.com.br.

valores passados de B . Em segundo lugar, o teste de Causalidade de Granger deve ser conduzido com as variáveis estacionárias, daí a importância da correta determinação da ordem de integração de todas as variáveis do sistema.

Para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as variáveis, utilizou-se o teste de co-integração elaborado por Johansen e Juselius (1990) e Johansen (1995). Foi empregado também o Modelo Auto-regressivo Vetorial (VAR) com variável exógena para a realização da análise econômica do relacionamento dinâmico entre o volume exportado de flores de corte, preços domésticos de flores de corte e da taxa de câmbio. O uso do modelo VAR com variáveis exógenas permite a inclusão de variáveis de intervenção⁹ (ou binárias), também denominadas *dummies*. Especificamente para captar os possíveis efeitos do programa *Florabrazilis* sobre o volume exportado de flores de corte foi introduzida uma *dummy* nesse modelo.

De acordo com SAS Institute (2000) um processo VAR pode ser influenciado por outras variáveis observáveis que são determinadas fora do sistema de interesse (variáveis exógenas ou independentes). Essas variáveis podem ser estocásticas ou não. O processo auto-regressivo pode ser afetado por defasagens (*lags*) de variáveis exógenas. O modelo que descreve esse processo é chamado VARX(p,s)¹⁰, conforme mostra a equação (1).

$$y_t = \delta + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^s \theta_i^* x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde: y_t é um vetor de variáveis endógenas e x_t é um vetor de variáveis exógenas.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise dos dados contemplou três etapas: teste de raiz unitária, teste de cointegração e obtenção de estimativas dos parâmetros do modelo (VAR) com a introdução de uma variável de intervenção para captar os possíveis efeitos do programa *Florabrazilis* sobre o volume exportado de flores de corte. As séries estudadas foram inicialmente visualizadas na Figura 2, em sua forma logarítmica e em níveis. Pode-se observar que não são estacionárias, pois apresentam tendência estocástica. Em relação ao comportamento da variável quantidade exportada, a Figura 2(a) aparentemente mostra que essa variável apresenta características sazonais. Em função disso, foi realizado teste de raiz unitária sazonal, contudo, não foi detectada a presença de tendência estocástica sazonal. Visando confirmar a ausência de sazonalidade nessa variável, utilizou-se a função de autocorrelação. O seu correlograma não apresentou “picos” nas defasagens sazonais, confirmando que essa variável não tem comportamento sazonal. Logo, como não houve necessidade de se utilizar à aplicação de diferença sazonal, partiu-se para o teste de raiz unitária ADF.

⁹ Detalhes sobre a utilização de variáveis de intervenção podem ser encontrados em Box e Tiao (1975), Box, Jenkins e Reinsel (1994), Mills (1990) e Vandaele (1983).

¹⁰ Onde p representa a ordem auto-regressiva (defasagens) das variáveis endógenas do modelo VAR, enquanto s representa a ordem auto-regressiva das variáveis exógenas desse sistema.

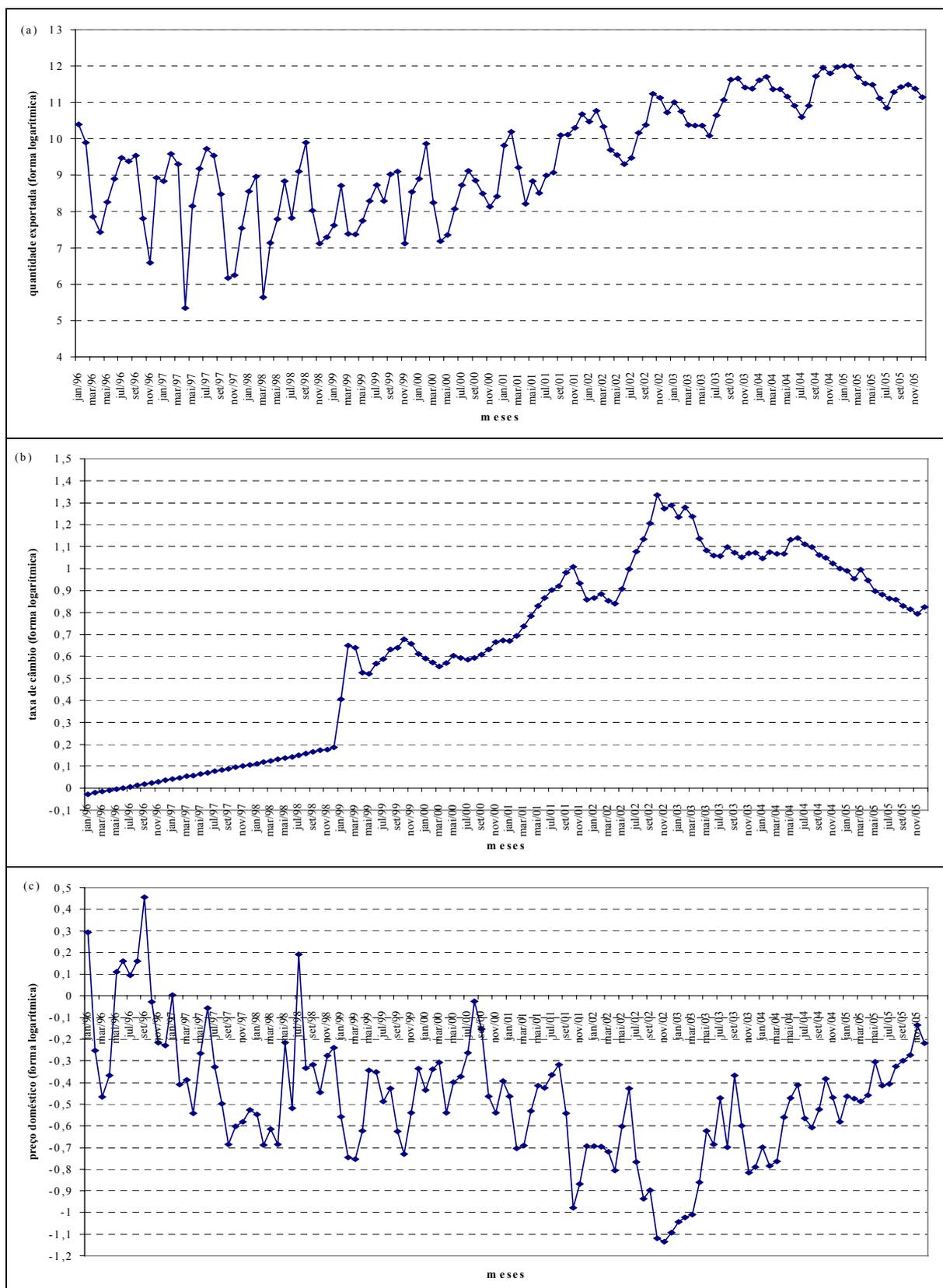


Figura 2 – Variáveis na forma logarítmica (em nível): (a) quantidade exportada; (b) taxa de câmbio; (c) preço doméstico.

Fonte: Dados básicos do CEAGESP e BRASIL (2006).

Para a variável câmbio, a Figura 2(b) mostra nitidamente que houve uma quebra estrutural exatamente na data da mudança da política cambial no início de 1999. Sendo assim, foi necessário utilizar o teste de raiz unitária com quebra estrutural, apresentado em Perron (1994). No caso da série relacionada aos preços domésticos foi utilizado o teste ADF. Para essas duas séries também foram empregadas suas respectivas funções de autocorrelação¹¹ para detectar a presença ou não de raiz unitária, visando assim, confirmar os resultados obtidos nos testes de raízes unitárias. A visualização de seus respectivos correlogramas mostrou que ambas séries decaem exponencialmente, indicando a presença de raiz unitária com as variáveis em nível.

Antes de usar o teste de raiz unitária ADF para detectar a presença de tendências estocásticas das séries, foi determinado o número de defasagens a ser utilizado em cada teste para eliminar uma possível autocorrelação dos resíduos. Pelo Critério de Schwarz (BIC) foram necessárias cinco defasagens para a variável volume exportado e duas defasagens para a variável preço doméstico, ambas em nível, conforme mostra a Tabela 2.

Tabela 2 – Determinação do número de defasagens segundo o Critério de Informação de Schwarz (BIC), para executar o teste de raiz unitária tipo ADF, janeiro de 1996 a dezembro de 2005

Variável (na forma logarítmica)	Valor mínimo do Critério de Informação BIC	Defasagens efetivamente utilizada(s) no modelo
<i>Em nível:</i>		
Volume exportado	BIC(5,0) = -0,39593	Cinco defasagens
Preço doméstico	BIC(1,0) = -3,5972	Uma defasagem
<i>Diferenciada:</i>		
Volume exportado	BIC(5,1) = -0,66535	Cinco defasagens
Preço doméstico ¹	BIC(0,3) = -3,56931	Duas defasagens

¹ Método *data dependent* iniciando com doze defasagens.

Fonte: Resultados da pesquisa

O Critério de Informação de Schwarz indicou a necessidade de se incluir cinco defasagens para o volume exportado para essa variável em nível e diferenciada. No caso da variável preço doméstico, dado que o Critério de Informação sugeriu somente a presença de elementos de médias móveis, foi preciso utilizar o método *data dependent*, conforme Perron (1994)¹², para a escolha do número de defasagens mais adequado para essa variável. Os resultados apresentados na Tabela 2 indicaram que seria necessária a inclusão de apenas duas defasagens para essa variável diferenciada.

A partir dos resultados do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme mostra a Tabela 3, pode-se verificar pela significância das estatísticas dos testes τ e ϕ que as séries quantidade exportada e preço doméstico não são estacionárias quando se utilizam essas variáveis em nível. Portanto, não se rejeita a hipótese inicial de que há raiz

¹¹ Detalhes sobre função de autocorrelação podem ser encontrados em Box, Jenkins e Reinsel (1994), Mills (1990) e Vandaele (1983).

¹² Dado que, todo modelo de médias móveis é estacionário, então ele é inversível, isto é, um modelo de médias móveis de pequena ordem pode ser escrito no formato de um modelo auto-regressivo de ordem elevada. Como os dados são mensais, foram utilizadas doze defasagens e tendo como base seus respectivos testes *t*, as defasagens não significativas foram sendo removidas uma de cada vez a cada nova estimação até que sobrassem somente as defasagens estatisticamente significativas.

unitária para ambas. Com uma diferenciação, ambas as variáveis tornam-se estacionárias. Portanto, como ambas são integradas de ordem um ($I(1)$), então elas são diferença estacionárias (DS), pois é necessária a aplicação de uma diferença de ordem um sobre cada uma delas para se obter variáveis estacionárias.

Tabela 3 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as variáveis volume exportado, taxa de câmbio e preço doméstico (na forma logarítmica), de janeiro de 1996 a dezembro de 2005

Variável	τ (Prob< τ) ¹	τ_{μ} (Prob< τ_{μ}) ²	τ_{τ} (Prob< τ_{τ}) ³	ϕ_1 (Prob< ϕ_1) ⁴	ϕ_3 (Prob< ϕ_3) ⁵
<i>Quantidade exportada:</i>					
Em nível	0,09 (0,7092)	-1,56 (0,4979)	-1,38 (0,8619)	1,85 (05997)	1,54 (0,8699)
Diferenciada	-7,21 (<0,0001)	-7,26 (<0,0001)	-7,27 (<0,0001)	26,38 (0,0010)	26,43 (0,0010)
<i>Preço doméstico:</i>					
Em nível	-1,44 (0,1396)	-2,99 (0,0392)	-3,18 (0,0939)	4,47 (0,0598)	5,16 (0,1465)
Diferenciada	-9,57 (<0,0001)	-9,53 (<0,0001)	-9,54 (<0,0001)	45,37 (0,0010)	45,48 (0,0010)

¹ Teste t para modelo sem constante e sem tendência.

² Teste t para modelo com constante e sem tendência.

³ Teste t para modelo com constante e com tendência (tipo *Trend*).

⁴ Teste F para modelo com constante e sem tendência.

⁵ Teste F para modelo com constante e com tendência (tipo *Trend*).

Fonte: Resultados da pesquisa

No caso da variável taxa de câmbio, o procedimento para a determinação da ordem de integração foi diferente das duas variáveis analisadas anteriormente. Dada a forte desvalorização cambial ocorrida em janeiro de 1999, isso ocasionou uma quebra estrutural. Sendo assim, foi necessário utilizar teste de raiz unitária com quebra estrutural, apresentado na Tabela 4.

Em linhas gerais, esse método consiste em, inicialmente, analisar graficamente o comportamento da variável ao longo do tempo para detectar a presença de quebra estrutural e qual tipo de quebra. No caso dessa variável, observou-se forte quebra estrutural em janeiro de 1999 como decorrência da mudança da política cambial, onde partiu-se de um sistema de câmbio administrado para outro com câmbio flexível, porém, com flutuação suja¹³. Além

¹³ No caso da taxa de câmbio flutuante, porém com flutuação suja, implica que, apesar do mercado determinar o nível da taxa de câmbio em função da demanda e oferta de moeda estrangeira, há intervenções pontuais do Banco Central, visando dessa forma, determinar qual o patamar mais adequado da taxa de câmbio, conforme os interesses da autoridade monetária. A política cambial com base em flutuação suja, ou seja, com intervenção do Banco Central constitui-se numa alternativa para viabilizar a estabilidade macroeconômica do país em momentos de menor eficácia das políticas fiscal e monetária, pois permite reduzir a incerteza quanto às decisões de investimento e também aumentar estoque de divisas do país. De acordo com Souza e Hoff (2003), essas intervenções do Banco Central estão atreladas à maior volatilidade das reservas e intensificam-se na medida em que há maior risco de retorno da inflação e do enfraquecimento da política monetária.

disso, observou-se que houve mudança da tendência dessa variável. Sendo assim, foi utilizado o Modelo *Additive Outlier (AO)* caso 2, conforme descrito em Perron (1994)¹⁴.

Tabela 4 – Teste de raiz unitária com quebra estrutural para a variável taxa de câmbio, janeiro de 1996 a dezembro de 2005

Fonte de variação	Graus de liberdade	Soma de quadrados	Quadrado Médio	Valor de F	Pr > F
Modelo	5	13,81987	2,76397	236,98	<0,0001
Resíduo	110	1,28297	0,01166		
Total	115	15,10284			
R ²	0,9151				
R ² ajustado	0,9112				

Estimativas dos parâmetros					
Variável	Graus de liberdade	Estimativa do parâmetro	Erro padrão	Valor de t	Pr > t
<i>Dummy</i> 1 ¹	1	0,20941	0,07849	2,67	0,0088
<i>Dummy</i> 2 ²	1	-0,21585	0,07934	-2,72	0,0076
Resíduo 1 ³	1	0,94569	0,03083	30,67	<0,0001
Resíduo 2 ⁴	1	0,18654	0,09569	1,95	0,0538
Resíduo 3 ⁵	1	0,16708	0,09529	1,75	0,0823

¹ A partir de Janeiro de 1999, em função do início da desvalorização acentuada do real, foi atribuída valor um para essa variável e para os anos anteriores valor nulo.

² Refere-se à uma variável *dummy* que capta mudança de tendência da variável.

³ Refere-se à uma defasagem do resíduo proveniente do modelo que testa a relação da taxa de câmbio em função de uma constante, do tempo, da variável *dummy* 1 e *dummy* 3.

⁴ Refere-se à duas defasagens da variável resíduo 1 diferenciada.

⁵ Refere-se à quatro defasagens da variável resíduo 1 diferenciada.

Fonte: Resultados da pesquisa

Esse procedimento parte de uma regressão da variável de interesse em relação a uma constante, tendência determinística, uma variável *dummy*, que capta mudança abrupta de nível a partir da quebra estrutural¹⁵, e outra *dummy*, a qual capta a mudança da tendência¹⁶ da série. Após a estimação dessa regressão, os seus resíduos são “capturados” e é estimada outra regressão onde a variável dependente refere-se a esses resíduos estimados contra os próprios resíduos, porém defasados de um período, as variáveis *dummies* defasadas em relação ao

¹⁴ Detalhes sobre a especificação de cada modelo podem ser encontrados em Perron (1994). Aplicações desse tipo de teste de raiz unitária no caso de variáveis econômicas brasileiras podem ser encontrados em Margarido (2001b).

¹⁵ Nesse caso, tem-se uma variável de intervenção que assume valor igual a zero antes da ocorrência da quebra e valor igual a um depois da ocorrência da quebra estrutural. Esse tipo de *dummy* é denominada na literatura econométrica como sendo do tipo *STEP*. Detalhes podem ser obtidos em Box e Tiao (1975), Box, Jenkins e Reinsel (1994), Vandaele (1983), Pino (1980) e Margarido (1998).

¹⁶ Essa *dummy* assume valor zero antes da quebra estrutural e o comportamento de uma tendência determinística após a ocorrência desse evento. Detalhes podem ser obtidos em Perron (1994) e Margarido (2001).

período de ocorrência da quebra estrutural e os próprios resíduos defasados e diferenciados. De acordo com Perron (1994), tanto para as *dummies* quanto para os resíduos defasados e diferenciados, o número de defasagens é determinado pelo método *data dependent*.

Os resultados, expressos na Tabela 4, mostram que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada, pois o valor do teste *t* calculado (30,67) para o coeficiente do resíduo defasado de um período é superior ao seu respectivo valor crítico (-4,24), conforme descrito em Perron (1994). Portanto, essa variável também tem raiz unitária.

Antes da execução dos testes causalidade e de co-integração foi necessário determinar qual o número de defasagens mais adequado para o sistema. Para isso empregou-se o Critério de Informação de Akaike, resultando em modelo auto-regressivo para a quinta defasagem.

A seguir, foram realizados testes de causalidade de Granger para verificar o grau de relacionamento entre as variáveis do sistema. Partindo-se de hipótese inicial de que não há causalidade entre as variáveis, os resultados apresentados na Tabela 5 mostram que a quantidade exportada “não causa no sentido de Granger”¹⁷ a variável taxa de câmbio, porém, taxa de câmbio “causa no sentido de Granger”¹⁸ o comportamento das exportações. Esse resultado indica que o volume exportado de flores é influenciado pelo comportamento da taxa de câmbio, conforme era esperado, ou seja, o sentido de causalidade é unidirecional. Dado que uma desvalorização cambial torna as flores brasileiras mais baratas no exterior, isso eleva a competitividade desse segmento e, conseqüentemente, alavanca suas exportações. Por outro lado, o preço doméstico “não causa no sentido de Granger” o volume exportado, porém, isso não ocorre no sentido contrário, ou seja, o sentido de causalidade também é unidirecional, conforme indicam os seus respectivos valores de probabilidade. Logo, quando as exportações de flores elevam-se, a quantidade ofertada no mercado doméstico é reduzida e, para uma dada demanda, induz a variações de preços no mercado doméstico.

Tabela 5 – Resultados dos testes de causalidade de Granger para quantidade exportada, taxa de câmbio e preço doméstico, janeiro de 1996 a dezembro de 2005

Teste	Qui- quadrado	Graus de liberdade	Prob>Qui- Quadrado
Quantidade exportada <i>não causa</i> taxa de câmbio	3,36	5	0,6450
Taxa de câmbio <i>não causa</i> quantidade exportada	10,28	5	0,0676
Quantidade exportada <i>não causa</i> preço doméstico	19,65	5	0,0015
Preço doméstico <i>não causa</i> quantidade exportada	3,63	5	0,6045

Fonte: Resultados da pesquisa.

Dado que os testes de causalidade mostraram que a taxa de câmbio e os preços domésticos das flores de corte influenciam o comportamento do volume exportado de flores de corte, o próximo passo residiu em verificar se existe relacionamento ou equilíbrio de longo

¹⁷ A probabilidade de rejeitar a hipótese nula (H_0) de que a quantidade exportada não causa taxa de câmbio e ela ser verdadeira é igual a 64,5%. Portanto, não se rejeita H_0 de que quantidade exportada não causa taxa de câmbio.

¹⁸ A probabilidade de se rejeitar a hipótese nula de que a taxa de câmbio não causa quantidade exportada e essa hipótese ser verdadeira tem probabilidade igual a 6,76%. Portanto, a possibilidade de se rejeitar algo que é verdadeiro é muito pequena, sendo assim, a hipótese nula pode ser rejeitada e a hipótese alternativa de taxa de câmbio causa quantidade exportada é aceita.

prazo entre essas variáveis. Para tal tarefa foram executados testes de co-integração de Johansen.

Foram testados três tipos de modelos relacionados aos testes de co-integração conforme Harris (1995). O primeiro modelo não apresentou termos determinísticos (constante e/ou tendência) nem no termo de correção de erro¹⁹ nem no modelo de correção de erro. O segundo modelo não possuía tendência linear nos dados em nível e o intercepto restringiu-se ao espaço de co-integração. Por fim, o terceiro modelo caracterizou-se por apresentar tendência nas observações em nível, porém o intercepto restringiu-se ao modelo de correção de erro.

Os testes de co-integração de Johansen mostraram que não há nenhum vetor de co-integração para os três casos analisados, pois os valores calculados da estatística $\lambda_{traço}$ ficaram abaixo de seus respectivos valores críticos, conforme mostra a Tabela 6.

Tabela 6 – Resultados dos casos 1, 2 e 3 para o teste de co-integração para a estatística $\lambda_{traço}$ para quantidade exportada, taxa de câmbio e preço doméstico

Hipótese inicial (H ₀)	Hipótese alternativa (H ₁)	autovalor	$\lambda_{traço}$	Valor crítico ¹	Modelo de Correção de Erro	Termo de Correção de Erro
Caso 1						
<i>Rank=r</i>	<i>Rank>r</i>					
0	0	0,0970	17,04	24,08	sem intercepto	constante
1	1	0,0384	5,30	12,21		
Caso 2						
<i>Rank=r</i>	<i>Rank>r</i>					
0	0	0,1185	27,27	34,80	constante	constante
1	1	0,0751	12,76	19,99		
2	2	0,0324	3,79	9,13		
Caso 3						
<i>Rank=r</i>	<i>Rank>r</i>					
0	0	0,1180	25,08	29,38	constante	linear
1	1	0,0691	10,64	15,34		
2	2	0,0207	2,40	3,84		

¹ Nível de significância de 5%.

Fonte: Resultados da pesquisa

Desta forma, como não foi possível construir modelo VEC, utilizou-se o modelo autorregressivo vetorial (VAR) com as variáveis diferenciadas para obter estimativas dos parâmetros com a finalidade de estudar o comportamento das duas séries. Para verificar se houve influência na quantidade exportada a partir da implantação do programa *Florabrasilis*, em julho de 2001, considerou-se essa variável como exógena. No entanto, essa *dummy* não

¹⁹ O termo de correção de erro apresenta os elementos de longo prazo ou relações de co-integração (variáveis em nível) e está inserido no modelo de correção de erro, o qual apresenta os elementos de curto prazo (variáveis diferenciadas).

foi significativa ao se estimar esse parâmetro no modelo²⁰. Isso mostra que, provavelmente, o programa *Florabrasilis* não se constituiu no principal fator para que houvesse aumento das exportações após 2001. Como ainda há expansão das áreas cultivadas e esforço para profissionalização do setor florícola no Brasil, os seus efeitos devem estar sendo refletidos mais no mercado doméstico do que nas transações internacionais. De certa forma, o panorama externo influenciou decisivamente para que houvesse estímulo maior para que as exportações de flores de corte fossem alavancadas.

De acordo com os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão para as variáveis estudadas, apresentados na Tabela 7, admite-se que dado um choque não antecipado em uma das três variáveis (quantidade exportada, taxa de câmbio ou preço doméstico) ele continuará a existir por no máximo 36 meses. Após esse período cerca de 94,31% da variância dos erros de previsão da variável quantidade exportada são praticamente atribuídos a ela e apenas 3,56% à taxa de câmbio e 2,13% ao preço doméstico. Neste caso, a taxa de câmbio e o preço doméstico não se constituem variáveis importantes para determinar a quantidade exportada. Dado o pequeno volume transacionado no exterior em relação ao que é comercializado no mercado doméstico, provavelmente ainda não há como captar interferências significativas desse mercado nas exportações.

Tabela 7 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem da variável quantidade exportada em relação à quantidade exportada, taxa de câmbio e preço doméstico, janeiro de 1996 a dezembro de 2005

Variável	Lead	Quantidade exportada	Taxa de câmbio	Preço doméstico
Quantidade exportada	1	100	0	0
	3	0,98607	0,00243	0,01151
	6	0,95715	0,02219	0,02066
	9	0,94821	0,03104	0,02074
	12	0,94451	0,03439	0,02110
	15	0,94353	0,03522	0,02125
	18	0,94326	0,03548	0,02125
	24	0,94314	0,03560	0,02126
	36	0,94312	0,03561	0,02127

Fonte: Resultados da pesquisa.

Um choque não antecipado da variável volume exportado sobre ela própria mostra que, decorridos 36 meses após esse choque inicial, essa variável é pesadamente influenciada por ela própria (cerca de 93,4%), sendo que os demais 6,6% dividem-se em 3,6% e 2,1% para taxa de câmbio e preço doméstico, respectivamente (Tabela 7). Esse resultado indica que choques nas exportações têm pequenos impactos sobre o comportamento das variáveis taxa de câmbio e preços domésticos. Em relação à taxa de câmbio, esse resultado pode ser aceito, pois o volume exportado de flores pelo Brasil ainda é pequeno relativamente a outros produtos, logo o volume de dólares internalizados no país não é muito significativo, e não afeta o comportamento da taxa de câmbio. Quanto à variável preço doméstico, observa-se também que o volume exportado de flores de corte é reduzido comparativamente ao que é

²⁰ A estimativa desse parâmetro não foi significativa a uma probabilidade de 32,97%, ou seja, aceita-se a hipótese nula do modelo de que não houve efeito dessa variável *dummy* (implantação do programa *Florabrasilis*) a partir de julho de 2001 sobre o volume exportado de flores de corte.

transacionado no mercado doméstico, sendo assim, é natural que choques sobre as exportações não causem grandes impactos sobre os preços internos²¹.

Ao se analisar a decomposição da variância dos erros de previsão da variável taxa de câmbio na Tabela 8 nota-se que, após um choque não antecipado sobre essa variável, o seu comportamento é muito influenciado por ela própria. Decorridos 36 meses após a incidência desse choque inicial sobre a taxa de câmbio, cerca de 92,4% do comportamento dessa variável se devem a ela própria, sendo que os restantes 7,6% devem-se, em ordem decrescente, às variáveis quantidade exportada, com 4,5%, e preço doméstico, com 2,9%. A pequena participação da variável volume exportado na explicação do comportamento da taxa de câmbio novamente pode estar relacionada ao fato de que as exportações brasileiras de flores representam reduzida geração de divisas relativamente aos outros produtos da pauta de exportações do país.

Tabela 8 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem da variável taxa de câmbio em relação à quantidade exportada, taxa de câmbio e preço doméstico, janeiro de 1996 a dezembro de 2005

Variável	Lead	Quantidade exportada	Taxa de câmbio	Preço doméstico
Taxa de câmbio	1	0,00002	0,99998	0,00000
	3	0,01852	0,95963	0,02184
	6	0,04164	0,92898	0,02938
	9	0,04452	0,92568	0,02980
	12	0,04504	0,92506	0,02990
	15	0,04520	0,92490	0,02991
	18	0,04525	0,92484	0,02991
	24	0,04527	0,92482	0,02991
	36	0,04527	0,92482	0,02991

Fonte: Resultados da pesquisa

Como a maioria dos produtos florícolas ainda é destinada ao mercado interno, os preços domésticos também possuem pequena participação na formação da taxa de câmbio, pois o uso de tecnologias e insumos importados não é amplamente adotado pelos produtores em função dos custos. No caso de algumas flores temperadas, principalmente as que são exportadas pelo Brasil, há necessidade de adquirir material de propagação de outros países, como é o caso dos bulbos, para a produção de novas variedades, ou mesmo o pagamento de *royalties* para que se possa multiplicar determinadas flores no Brasil. Como há custo elevado com ao uso de defensivos químicos²² e fertilizantes, tem-se buscado adotar alternativas menos custosas, como a plasticultura, conforme relatado pelo Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas de Minas Gerais (SEBRAE-MG, 2005). Sendo assim, a pressão sobre a taxa de câmbio para a aquisição de insumos importados pelo setor de flores é pequena.

²¹ Ao se comparar o valor transacionado no mercado interno, a partir das principais flores comercializadas no CEAGESP, com o valor exportado pelo Brasil, a partir de dados de 2005, verifica-se que as exportações de flores de corte representam em torno de 9,9% em relação ao comercializado internamente. A partir de 2001 houve crescimento significativo em relação ao período anterior, cujo percentual era menor do que 1%.

²² A fumigação, que objetiva utilizar defensivos químicos para eliminar ovos de insetos presentes nas flores destinadas à exportação, é uma etapa necessária e preferencialmente deve ser executada no processo de produção para prevenir problemas fitossanitários e garantir a qualidade do produto com destino a outros países. No entanto, os custos também são levados em conta para que essa etapa seja realizada ou não (Anefalos, 2004).

Na análise da decomposição da variância para o preço doméstico constata-se que 36 meses após o choque não antecipado 72,88% do seu comportamento é atribuído a ele, 17,70% à quantidade exportada e apenas 9,42% à taxa de câmbio, conforme mostra a Tabela 9. Desta forma, dado que as exportações brasileiras de flores de corte ainda se constituem em processo incipiente até o momento, há influência muito pequena desse novo ramo de atividades sobre o mercado interno. Outros fatores relacionados à conjuntura brasileira devem ser levados em conta para avaliar o preço doméstico, como o crescimento da demanda e expansão da área produzida com essas flores.

Tabela 9 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem da variável preço doméstico em relação à quantidade exportada, taxa de câmbio e preço doméstico, janeiro de 1996 a dezembro de 2005

Variável	Lead	Quantidade exportada	Taxa de câmbio	Preço doméstico
Preço doméstico	1	0,01043	0,08005	0,90953
	3	0,08614	0,09450	0,81935
	6	0,17362	0,08889	0,73749
	9	0,17617	0,09425	0,72958
	12	0,17671	0,09422	0,72907
	18	0,17696	0,09423	0,72880
	24	0,17698	0,09424	0,72878
	36	0,17698	0,09424	0,72877

Fonte: Resultados da pesquisa.

De acordo com especialista em preços internacionais Cees van Vliet, membro do Conselho de Floricultura da Holanda (citado por Olho no Mundo, 2005), no Brasil há maior potencial de expansão no mercado interno do que no externo e isso fará com que a consolidação das exportações brasileiras fique abaixo das expectativas do setor ao longo do tempo, se houver condições econômicas mais favoráveis no Brasil nos próximos anos. No entanto, conforme Floricultura (2005), apesar de haver mercado consumidor potencial de 150 milhões de pessoas, ainda há baixo consumo *per capita* de US\$ 4.70 por ano e apesar das dificuldades de inserção no mercado externo, há vários países que possuem consumo elevado de flores.

Além da decomposição da variância, verificou-se também as elasticidades das funções de resposta de impulso para as variáveis estudadas, conforme mostram as Figuras 3 a 5.

Em relação à quantidade exportada, se for dado um choque não antecipado na taxa de câmbio, pode-se verificar na Figura 3 que no primeiro mês após esse choque há queda nas exportações, provavelmente relacionada a eventuais incertezas no mercado de câmbio, porém com recuperação rápida a partir do segundo mês. Como é um produto com fortes características sazonais tanto em função da produção interna como externa há oscilações nos meses seguintes até que a quantidade exportada se estabiliza após período de dois anos. Mais uma vez deve-se ressaltar que por se tratar de um mercado ainda não consolidado, em busca de expansão no volume interno produzido e também nos nichos de mercado externo, ainda é muito instável e com perspectivas de lucros a curto prazo. Além disso, conforme Anfalos (2004), há custos envolvidos na efetivação da exportação desse produto, principalmente relacionados à sua distribuição ao exterior, que envolvem pagamento de despesas com câmara fria no aeroporto, tarifa alfandegária, documentação aduaneira, além dos eventuais problemas

fitossanitários que ocorram, que podem gerar custos adicionais tanto para produtores quanto para exportadores, variando em função dos contratos firmados entre as partes.

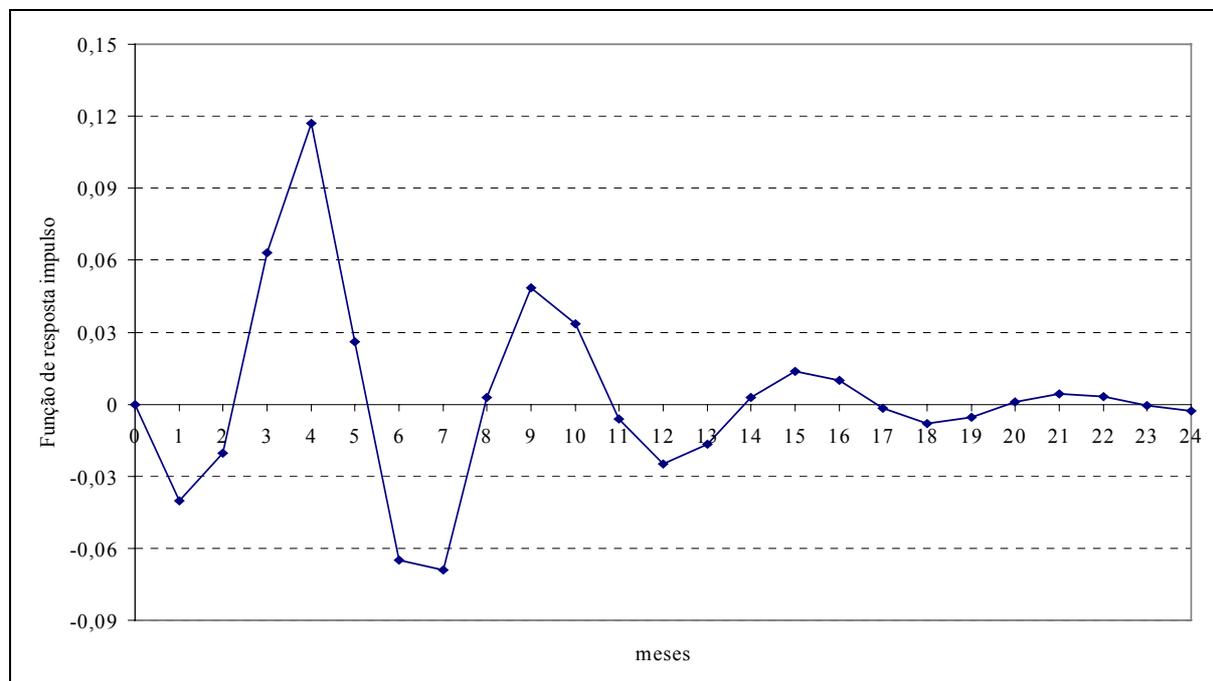


Figura 3 – Elasticidades da função de resposta de impulso, efeitos de choques na taxa de câmbio sobre a quantidade exportada.

Fonte: Resultados da pesquisa

O impacto de uma valorização ou desvalorização do câmbio sobre a balança comercial depende das elasticidades-preço da demanda por importações e exportações, explicada pela condição de Marshall-Lerner²³. Conforme Margarido (2001a), a política cambial só será efetiva se o aumento das exportações estiver atrelado à expansão da economia mundial, pelo menos no curto prazo. Desta forma, ao se analisar a influência da taxa de câmbio no setor produtivo deve-se atentar para a capacidade desse elo da cadeia em se adaptar competitivamente ao mercado externo.

A partir de um choque não antecipado na quantidade exportada há redução acentuada nela própria no primeiro mês, recuperando-se rapidamente nos quatro meses seguintes que gradativamente revertem a tendência apresentando oscilação cada vez mais atenuada até perder força e estabilizar por volta do vigésimo mês, conforme pode-se verificar na Figura 4. Esse caso apresenta características esperadas quando se analisa choque numa variável para avaliar o efeito nela mesma, cuja série apresenta comportamento auto-regressivo. Outro aspecto relevante é que, igualmente ao que ocorreria com um choque na taxa de câmbio sobre as quantidades exportadas, os primeiros doze meses são cruciais após a incidência desse choque não antecipado, pois esse horizonte temporal se caracteriza por apresentar acentuada oscilação. Após o período inicial, a tendência é de estabilização da função de resposta de impulso, indicando o esgotamento dos efeitos do choque inicial, isto é, seus efeitos são transitórios.

²³ Neste caso, só haverá melhoria no balanço de pagamentos se a soma dessas elasticidades for maior do que um. Maiores detalhes sobre essa condição poderão ser encontrados em Krugman & Obstfeld (2001) e Salvatore (2000).

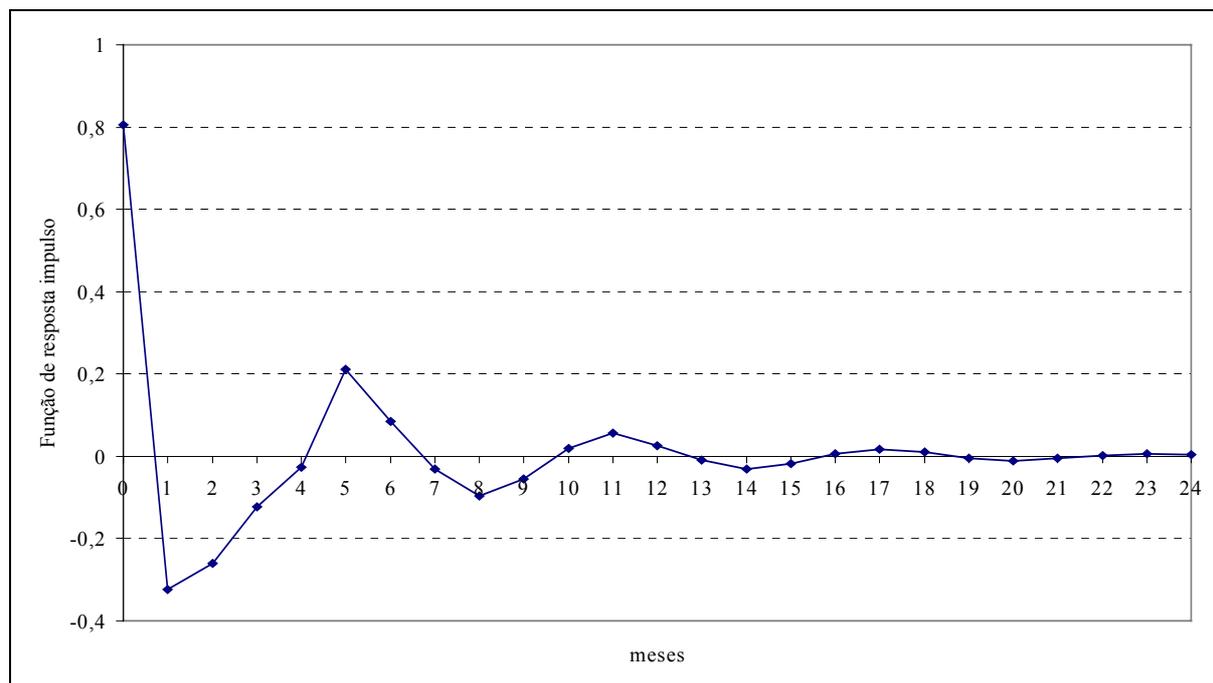


Figura 4 – Elasticidades da função de resposta de impulso, efeitos de choques na quantidade exportada sobre a quantidade exportada.

Fonte: Resultados da pesquisa

O efeito de um choque não antecipado no preço doméstico acarreta em elevação das exportações no primeiro mês, provavelmente relacionada a expectativas de curto prazo e cumprimento de contratos em andamento. A seguir há inversão de tendência indicando adaptação das exportações aos preços domésticos mais elevados até o quarto mês após o choque inicial, isto é, dado que os preços domésticos ficarem mais atraentes relativamente aos preços externos, os empresários reduzem o volume de flores para exportação, visando dessa forma, ampliar seus lucros. Como resultado há diminuição das quantidades exportadas de flores de corte. Com excesso de oferta no mercado interno, há tendência dos preços internos se reduzirem e o mercado tende a apresentar esse movimento oscilatório até se ajustar via aumento das exportações. Conforme o horizonte temporal se expande, essas oscilações tendem a desaparecer até se estabilizarem a partir do vigésimo mês, conforme mostra a Figura 5. Novamente, como nos dois casos analisados anteriormente, os doze primeiros meses após um choque não antecipado são os mais turbulentos, possivelmente indicando as características que regem o mercado de flores de corte.

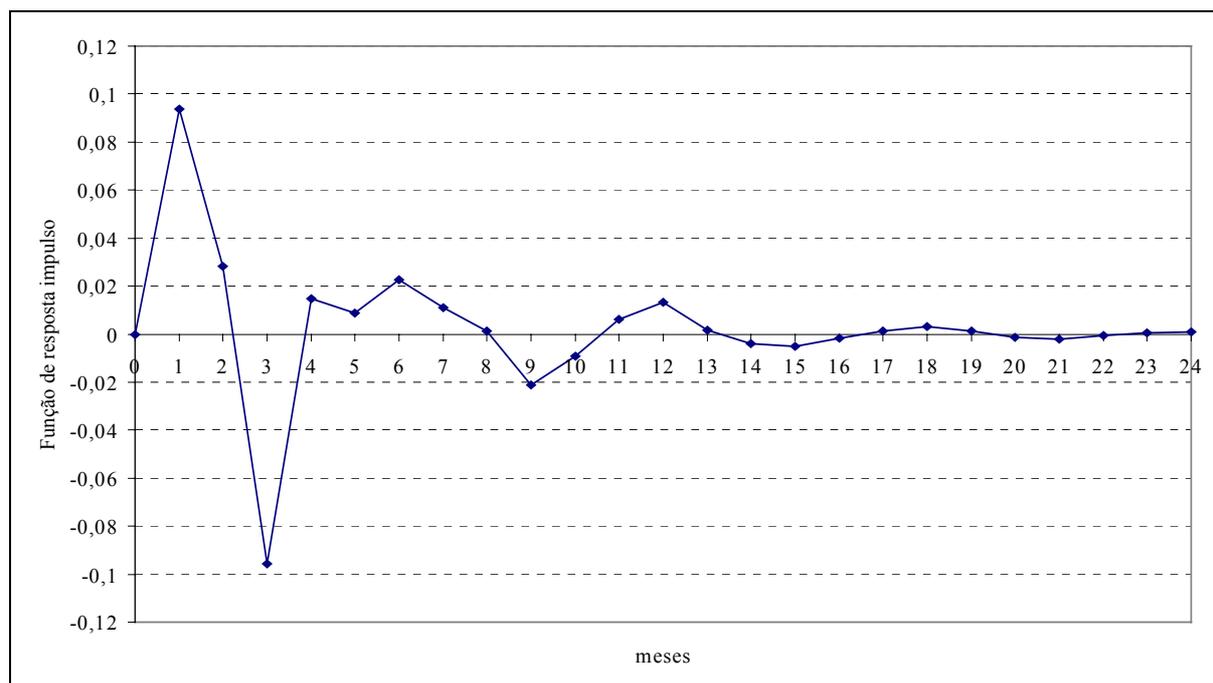


Figura 5 – Elasticidades da função de resposta de impulso, efeitos de choques no preço doméstico sobre a quantidade exportada.

Fonte: Resultados da pesquisa.

5. CONCLUSÕES

Este estudo procurou contribuir para ampliar o entendimento sobre o setor exportação de flores de corte, analisando-o no período de janeiro de 1996 a dezembro de 2005. Restringiu-se a análise das exportações a três variáveis para verificar seus efeitos ao longo do tempo - quantidade exportada, o preço doméstico e a taxa de câmbio, a fim de avaliar a inter-relação entre elas.

A partir da análise de séries temporais foi possível detectar relações fortes de causalidade unidirecional em que o volume exportado de flores é influenciado pelo comportamento da taxa de câmbio, conforme era esperado, e em que as exportações de flores de corte interferem nos preços domésticos. Desta forma, diante da expansão da produção desse produto em várias regiões do território nacional, esse novo nicho de mercado no exterior pode funcionar como um mecanismo de controle da oferta de flores no Brasil no médio e longo prazos, auxiliando os produtores a permanecerem competitivos no mercado, principalmente em períodos de excesso de oferta desses produtos ou consumo interno de flores mais restrito.

A influência do câmbio nas exportações é inevitável, porém pode-se refletir em menores dificuldades para que os produtores e exportadores cumpram seus contratos no exterior na medida em que houver maior profissionalização desse setor e investimentos em alternativas econômicas e tecnológicas que permitam maior flexibilidade na produção e distribuição desse produto.

A partir do Modelo Auto-regressivo Vetorial (VAR) com variável exógena foi possível obter estimativas dos parâmetros com a finalidade de estudar com mais profundidade o comportamento da taxa de câmbio e do preço doméstico em relação ao volume exportado de

flores de corte. No período analisado, no entanto, não foi possível captar os possíveis efeitos da implantação do programa *Florabrasilis* sobre as exportações desse produto. Como ainda há investimentos e adaptações na estrutura do sistema produtivo a serem realizados, seus efeitos provavelmente estão mais relacionados ao mercado doméstico do que ao externo. Há expectativas de que todo o esforço que está sendo empreendido pelo setor possa ser revertido em maior fortalecimento e consolidação desse mercado tanto no Brasil como no exterior.

Ao se analisar os efeitos de choques não antecipados na quantidade exportada, na taxa de câmbio e nos preços domésticos sobre a quantidade exportada pôde-se verificar que nos três casos houve ajuste mais turbulento nos doze primeiros meses após o choque, revelando dificuldade de adaptação desse mercado nesse período devido a fatores internos e externos. Provavelmente as características sazonais desse produto e a não consolidação desse mercado nesse período constituam-se em pontos importantes para que a estabilização dos choques da função de resposta de impulso ocorra num período mais longo, em torno de vinte meses, gerando certa instabilidade inicial nesse mercado e necessidade de adaptação mais rápida nos custos para que não ocorram grandes prejuízos no curto prazo.

Sugere-se que outros estudos sejam realizados com o intuito de avaliar continuamente as eventuais mudanças que ocorram no cenário internacional e a inserção das flores de corte brasileiras nesse mercado a fim de que se possam fornecer subsídios mais consistentes sobre os fatores que estão interferindo nas exportações desse setor.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANEFALOS, L. C. Modelo insumo-produto como instrumento de avaliação econômica da cadeia de suprimentos: o caso da exportação de flores de corte. Piracicaba, 2004. 210p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Câmbio e capitais estrangeiros. <http://www.bcb.gov.br>. (01 fev. 2006).
- BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C. **Time series analysis: forecasting and control**. 3rd. New Jersey: Prentice Hall, 1994, 598p.
- BOX, G. E.P.; TIAO, G. C. Intervention analysis with application to economic and environmental problems. **Journal of the American Statistical Association**, v. 70, n.3, p.70-79, Mar. 1975
- BRASIL. Secretaria de Comércio Exterior (SECEX). **Exportação e importação brasileira de plantas vivas e produtos de floricultura: 1996-2005**. Brasília, 2006. http://aliceweb.%20mdic.gov.br/consulta_nova/resultadoConsulta.asp (01 fev. 2006)
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v.49, n.4, p.1057-1072, jul., 1981.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of The American Statistical Association**, v.74, n.366, p.427-431, Jun. 1979.
- FLORABRASILIS. **Relatório do diagnóstico da produção de flores e plantas ornamentais brasileira** (compact disc). Campinas: IBRAFLO, 2002.
- FLORICULTURA: um canteiro de bons negócios. Sebrae Agronegócios. out. 2005. http://www.sebrae.com.br/br/download/rev_agronegocio.pdf. (15 mar. 2006).
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, v. 37, p.424-438, 1969.

- JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models**. New York: Oxford University Press, 1995. 267p. (Advanced Texts in Econometrics).
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. 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.
- JORNAL ENTREPOSTO. www.jornalentreposto.com.br/perfil/. (28 mar. 2006).
- HARRIS, R. I. D. **Cointegration analysis in econometric modeling**. London: Prentice Hall, 1995, 176p.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional: teoria e política**. 5a. edição. São Paulo: MAKRON Books, 2001, 797p.
- MARGARIDO, M. A questão cambial e a balança comercial no Brasil pós-plano real. **Informações Econômicas**, v.31, n.11, p.55-64, nov. 2001a.
- MARGARIDO, M. A. Aplicação de testes de raiz unitária com quebra estrutural em séries econômicas no Brasil na década de 90. **Informações Econômicas**, v.31, n.4, p.9-22, abr. 2001b.
- MARGARIDO, M. A. **Transmissão de preços internacionais de suco de laranja para preços ao nível de produtor de laranja no estado de São Paulo**. São Paulo: IEA. 1998. 127p.
- MARQUES, R.W.C. Avaliação da sazonalidade do mercado de flores e plantas ornamentais no estado de São Paulo. Piracicaba, 2002. 114p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- MILLS, T. C. **Time series techniques for economists**. New York: Cambridge University, 1990. 377p.
- OLHO NO MUNDO, pés no Brasil. Sebrae Agronegócios. out. 2005. http://www.sebrae.com.br/br/download/rev_agronegocio.pdf. (15 mar. 2006).
- PERRON, P. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. *In*: RAO, B. Bhaskara. **Cointegration for the applied economist**. New York: ST. Martin's Press, 1994. p.113-146.
- PINO, F. A. Análise de intervenção em séries temporais: aplicações em economia agrícola. São Paulo, 1980. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Matemática e Estatística, Universidade de São Paulo.
- SALVATORE, D. **Economia internacional**. Rio de Janeiro: LTC, 2000, 436p.
- SAS INSTITUTE Inc. **SAS/ETS Software: Changes and enhancements**. Release 8.1. Cary, NC: SAS Institute Inc., 2000.
- SERVIÇO BRASILEIRO DE APOIO ÀS MICRO E PEQUENAS EMPRESAS DE MINAS GERAIS – SEBRAE/MG. **Plasticultura: cultivo sob plástico**. Belo Horizonte: SEBRAE MG, 2005, [Ponto de Partida]. <http://www.sebraemg.com.br/arquivos/pontopartida/Plasticultura.pdf>. (08 fev. 2006).
- SOUZA, F. P. E.; HOFF, C. R. O regime cambial brasileiro: flutuação genuína ou medo de flutuação? **Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia da ANPEC**. p.1-19, 2003.
- VANDAELE, W. **Applied time series and Box-Jenkins models**. New York: Academic Press, 1983. 417p.
- YAFEE, R.; MCGEE, M. **Introduction to time series analysis and forecasting: with applications of SAS and SPSS**. United States of America: Academic Press, 2000. 528p.