

Influência holandesa nos preços do lírio da Ceagesp¹

Henrique dos Santos Maxir²
Roberta Rodrigues Salvini³

Resumo – Este artigo tem como objetivo analisar a influência do mercado holandês de flores e plantas sobre o mercado do lírio da Companhia de Entrepostos e Armazéns Gerais do Estado de São Paulo (Ceagesp), de janeiro de 2004 a dezembro de 2016. Foi utilizada a abordagem de séries temporais para avaliar as possíveis relações entre o preço do lírio brasileiro e o preço de uma cesta de flores da Holanda. Os resultados mostram que as alterações dos preços das flores e plantas na Holanda exercem impacto sobre o preço do lírio da Ceagesp, em virtude de a Holanda ocupar a posição de grande *player* na cadeia internacional da floricultura.

Palavras-chave: Brasil, Holanda, VEC.

Dutch influence on Ceagesp lily price

Abstract – This paper aims to analyze the influence of Dutch market of flowers and plants in the lilies Brazilian market called Companhia de Entrepostos e Armazéns Gerais do Estado de São Paulo (Ceagesp), between January 2004 and December 2016. The time series approach was used to evaluate the possible relationships between the prices of Brazilian lily and the flowers from the Netherlands. As Netherlands is a major exporter in the international floriculture chain, the results show that the changes in the Dutch prices of flowers and plants have an impact on lily price at Ceagesp market.

Keywords: Brazil, Netherlands, VEC.

Introdução

O segmento da floricultura abrange as atividades de produção e comercialização de espécies vegetais, cultivadas com propósitos ornamentais. Estima-se que a área destinada ao cultivo de flores e plantas ornamentais no Brasil – com exceção do setor de gramas esportivas e ornamentais – tenha atingido a escala de 13.468 ha em 2013. A parcela de produtores dedicados a

essa atividade no País foi de 7.800 agentes em 2015. O Sudeste responde por 53,3% dos produtores e por 65,9% da área total cultivada, da qual 48,9% estão situados no Estado de São Paulo. Isso aponta para forte concentração do negócio nessa região (SEBRAE, 2015).

Com relação aos impactos econômicos da atividade, a floricultura brasileira movimentou R\$ 1,49 bilhão em 2013, tendo por referência o valor bruto da produção (VPB)⁴. O Sudeste, com

¹ Original recebido em 21/5/2017 e aprovado em 25/7/2017.

² Doutorando em Economia Aplicada. E-mail: henriquemaxir@usp.br

³ Doutoranda em Economia Aplicada. E-mail: salvini.roberta@gmail.com

⁴ Valores efetivamente recebidos pelos produtores de flores e plantas ornamentais.

destaque para o Estado de São Paulo, participou com 73,74% desse valor, atestando o elevado grau de concentração no mercado florícola nacional. O consumo brasileiro de flores e plantas ornamentais em 2014 correspondeu a R\$ 5,64 bilhões. Já o consumo médio anual per capita desses produtos no Brasil foi avaliado em R\$ 26,27 em 2015 (SEBRAE, 2015).

Entre as flores e plantas ofertadas no mercado florícola, o lírio atrai a atenção dos consumidores tanto por sua beleza quanto por seu caráter simbólico, que denota pureza. Segundo Tombolato et al. (2010), o lírio é a quinta flor mais vendida mundialmente; no Brasil, ocupa a terceira posição. No País, essa flor é cultivada principalmente no Sudeste, em especial nos estados de São Paulo, Minas Gerais e Rio de Janeiro (POZZA, 2008). Essa cultura apresenta algumas vantagens, como fácil manejo, baixo custo de produção, ciclo curto e retorno econômico rápido, além da oportunidade de produção comercial de bulbos para o mercado interno ou mesmo para exportação (FRÁGUAS et al., 2002).

Para a reprodução dos lírios, muitos produtores brasileiros adquirem os bulbos – estruturas vegetativas de propagação – de atacadistas da Holanda (CAIXETA-FILHO, 2010). A Holanda ocupa o posto de maior centro produtor e exportador de artigos da floricultura do mundo, atuando como principal centro formador de preços do mercado europeu, e exercendo influência sobre os mercados florícolas nos demais continentes (SEBRAE, 2015). Analisando as relações comerciais com o Brasil, a Holanda é o país com maior participação nas exportações nacionais de plantas vivas e produtos da floricultura, com mais de 45% do total transacionado anualmente em 2011–2016. Esse cenário se repete no exame das importações brasileiras do setor, com mais de 40% dos valores anuais sendo representados por produtos holandeses no mesmo período (ALICEWEB, 2017).

Diante desse contexto, este trabalho busca avaliar as relações entre os preços dos mercados brasileiro e holandês de lírio, de modo a auxiliar os agentes na tomada de decisão sobre os níveis

de produção e comercialização do produto, e contribuir com a definição de políticas para o setor. No estudo, foi utilizada a abordagem de séries temporais, de janeiro de 2004 a dezembro de 2016.

Caracterização do mercado de lírios

O lírio pertence à família das liliáceas e ao grupo das bulbosas, sendo comercializado em vaso e também como flores de corte. São segmentados em alguns grupos de importância comercial no Brasil, como os lírios asiáticos, os orientais e o *longiflorum* (POZZA, 2008).

Os lírios envasados são cultivados principalmente no Estado de São Paulo, em especial nos municípios de Holambra, Jarinu, Campinas, Registro, Monte Mor, Jacaréí, Atibaia e Cotia. Já a produção de lírios de corte concentra-se nos platôs e nas montanhas dos estados de São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul, e sua oferta exhibe picos no período de setembro a dezembro (TOMBOLATO et al., 2010).

O Estado de São Paulo concentra cerca de 90% da comercialização atacadista formalmente organizada de flores e plantas ornamentais do Brasil. Têm destaque as operações realizadas pela Cooperativa Veiling Holambra (Santo Antônio de Posse), seguida pela Companhia de Entrepostos e Armazéns Gerais do Estado de São Paulo (Ceagesp), pelo Mercado Permanente de Flores e Plantas Ornamentais da Central de Abastecimento S.A. de Campinas, pela Cooperflora (Holambra) e pela Cooperativa SP Flores (Mogi das Cruzes).

A adoção dos leilões como sistema de vendas dá maior transparência às transações comerciais. Totalmente informatizados, os leilões possibilitam formação mais justa de preços e a comercialização de grandes quantidades de produtos em curto período, mantendo, assim, sua qualidade. Entre as centrais que aderem a esse sistema estão a Cooperativa Veiling Holambra e a Cooperativa SP Flores.

Já as Centrais de Abastecimento S.A. (Ceasas) constituem sistemas mais tradicionais de comercialização, nos quais os produtores ofertam seus produtos aos clientes, um ao lado do outro, em espaços de 20 m² a 50 m² cada um. Muitas vezes, os produtos ficam expostos a condições precárias. Esse sistema é conhecido por “venda na pedra”. Como exemplos, tem-se o mercado atacadista do Entrepasto Terminal de São Paulo, da Ceagesp, e o Mercado Permanente de Flores e Plantas Ornamentais da Cesa Campinas (SEBRAE, 2015).

A Figura 1 mostra as médias mensais dos preços para o lírio, pesquisados entre os atacadistas do Entrepasto Terminal de São Paulo (Ceagesp), bem como as quantidades comercializadas do produto para o período de janeiro de 2004 a dezembro de 2016. Observa-se leve tendência de aumento nos pre-

ços com o decorrer do tempo. O preço médio para o período considerado foi de R\$ 14,88.

A análise visual das séries mostra alguns fatos do efeito sazonal, que influi tanto nos preços quanto nas quantidades vendidas. Isso se deve a uma característica do mercado brasileiro de flores e plantas ornamentais, no qual os compradores concentram sua procura em algumas datas comemorativas ao longo do ano. No caso do lírio, as principais datas para comercialização são: Dia das Mães, Dia dos Namorados, Dia da Secretária, Dia Internacional da Mulher, Natal e Réveillon (TOMBOLATO et al., 2010).

No que concerne à quantidade de lírios comercializada, nota-se expressivo crescimento nas vendas, iniciado no segundo semestre de 2010. Entre os fatores que contribuíram para isso, estão os avanços na tecnologia de produção e distribui-

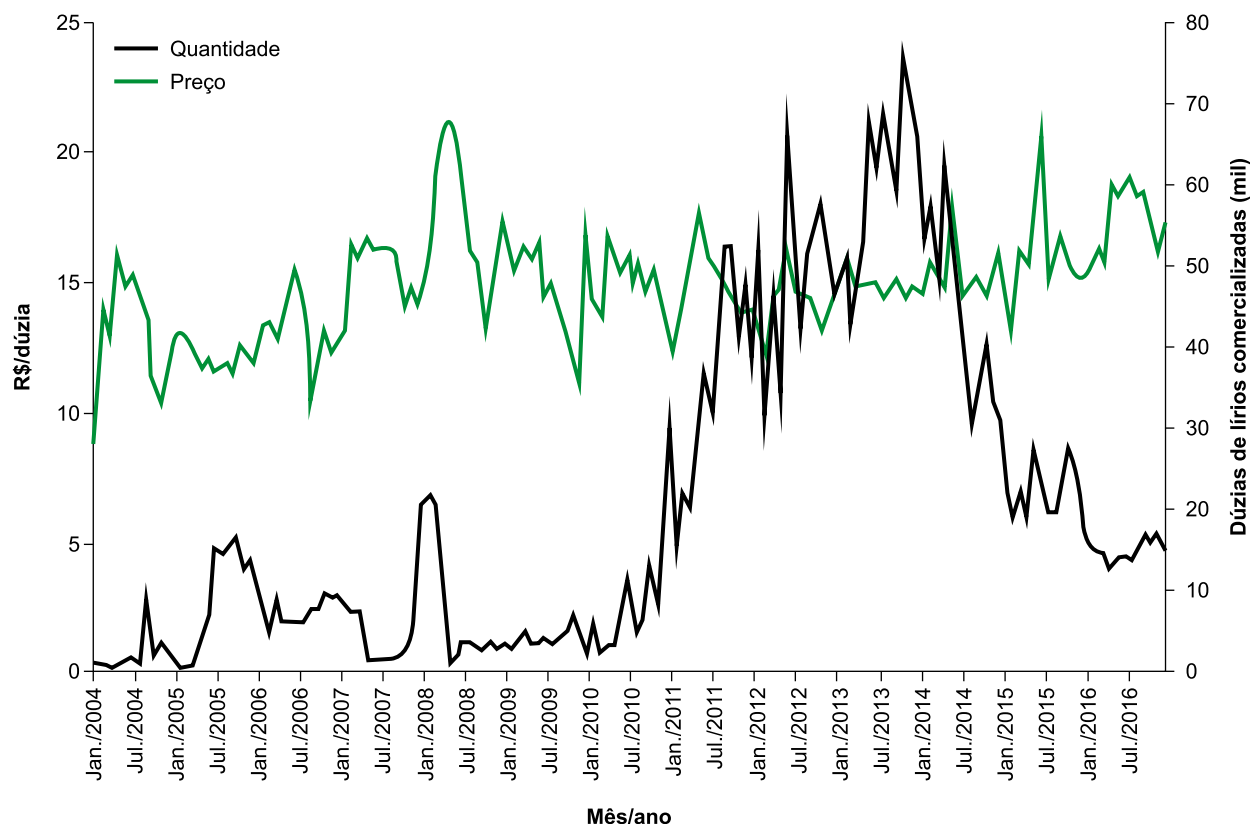


Figura 1. Evolução dos preços e quantidades para os lírios comercializados pelos atacadistas do Entrepasto Terminal de São Paulo.

Fonte: elaborada com dados da Ceagesp (2017).

ção, a melhora genética e a renovação constante do produto, além da situação econômica favorável do País na época. Entretanto, uma trajetória descendente nas vendas pode ser constatada a partir de 2014, estando relacionada a vários fatores: a) escassez de água, causada, em parte, pela seca que assolou algumas regiões brasileiras, levando prejuízo aos produtores; b) desaceleração econômica presenciada no período, que levou os consumidores a reduzir gastos com itens de segunda necessidade, como flores; e c) gargalos legislativos e logística de distribuição.

Mais de 90% da produção da floricultura brasileira é direcionada para o mercado interno. Apesar da reduzida participação no mercado internacional, as relações estabelecidas têm sua relevância nas transações de materiais propagativos, necessários à produção.

Assim, ao examinar as exportações e as importações brasileiras dos produtos setoriais da floricultura, nota-se que ambas são pautadas, essencialmente, por materiais propagativos

vegetais, como bulbos, mudas e estacas. Essa característica decorre, em parte, da prática de internalização de produtos destinados à reprodução e à reexportação, para matrizes de empresas internacionais, que passam a usufruir das condições favoráveis de produção oferecidas pelo Brasil. Além disso, tem-se a considerar a dependência doméstica da indústria genética internacional (SEBRAE, 2015).

Acerca do segmento de lírios no Brasil, um aspecto crítico está no suprimento dos bulbos, que se dá com a contribuição das importações de tais estruturas vegetativas, em especial da Holanda. A Figura 2 mostra o desenvolvimento das exportações e das importações brasileiras de bulbos, tubérculos, rizomas e outros, tanto em contexto geral quanto em específico, em negociações realizadas com a Holanda. De 2004 a 2016, mais de 75% das exportações brasileiras desses produtos tiveram como destino a Holanda, enquanto a quase totalidade das importações brasileiras desse segmento veio daquele país.

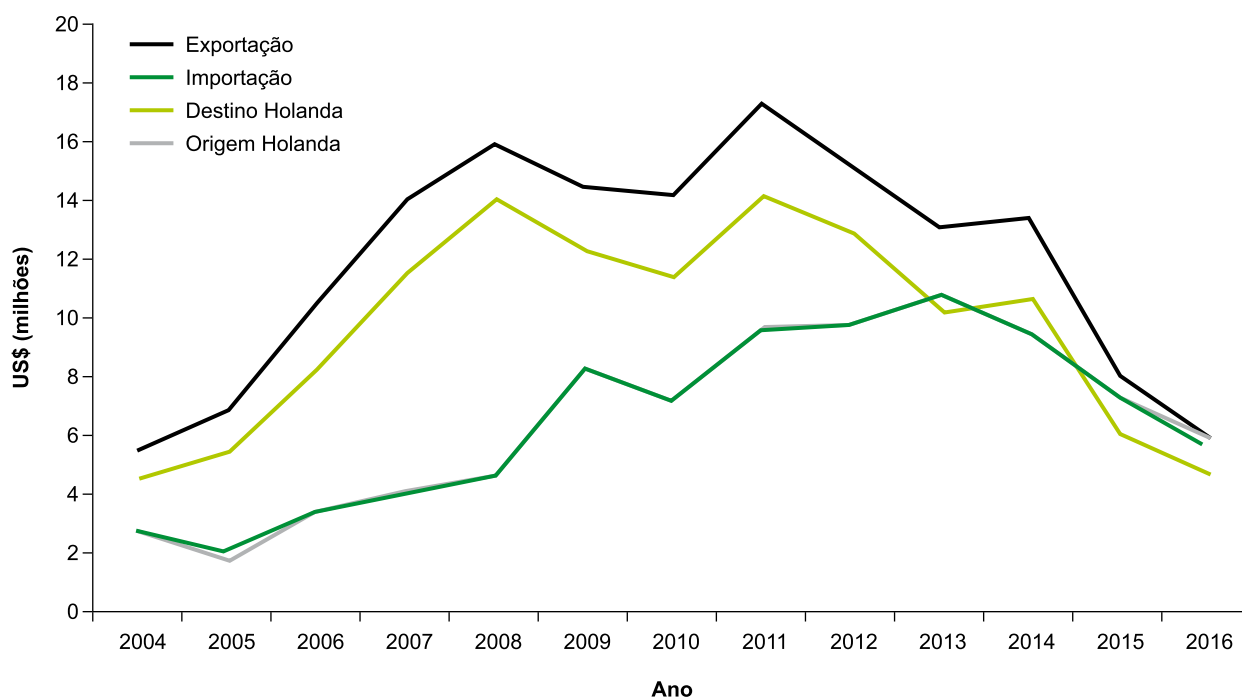


Figura 2. Evolução das exportações e importações brasileiras de bulbos, tubérculos, rizomas e outros (US\$ FOB).

Fonte: elaborada com dados de AliceWeb (2017).

Constata-se, assim, a importância das relações comerciais estabelecidas com produtores e atacadistas holandeses na atividade florícola no Brasil, e a influência que o mercado holandês pode exercer sobre os negócios brasileiros.

Nos trabalhos relacionados ao tema, alguns analisaram, de modo abrangente, o mercado brasileiro de flores e plantas ornamentais (JUNQUEIRA; PEETZ, 2008, 2014; KIYUNA et al., 2004; SEBRAE, 2015). Quanto ao setor de lírios, poucos estudos foram encontrados, todos de natureza técnica (CAIXETA-FILHO et al., 2000; FRÁGUAS et al., 2002; POZZA, 2008; TOMBOLATO et al., 2010).

Metodologia

Modelos VAR e VEC

O vetor autorregressivo (VAR) é uma classe de modelo capaz de descrever o processo de geração de dados de um conjunto de séries temporais. Nos modelos VAR, as variáveis são tratadas, a priori, como endógenas, mas em diversos casos são impostas restrições via metodologias estatísticas (BUENO, 2011; ENDERS, 2010; LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004).

Segundo Bueno (2011), um modelo VAR (p) com n variáveis endógenas (X_t) pode ser representado por

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B\epsilon_t \quad (1)$$

A é uma matriz $n \times n$ que determina as restrições contemporâneas entre as variáveis do vetor X_t .

B_0 é um vetor de constantes $n \times 1$.

B_i são matrizes $n \times 1$.

B é uma matriz diagonal de desvios padrão.

ϵ_t é um vetor $n \times 1$ com os termos de erros.

O modelo pressupõe que os erros são não correlacionados tanto contemporânea quanto temporalmente ($\epsilon_t \sim i. i. d. (0; I_n)$).

A forma estrutural 1 é comumente representada pela sua forma reduzida, em virtude da endogeneidade das variáveis (BUENO, 2011):

$$\begin{aligned} X_t &= A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B\epsilon_t = \\ &= \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

em que $\phi_i \equiv A^{-1}B_i$ com $i = 0, 1, \dots, p$; e $B\epsilon_t \equiv A\epsilon_t$. O modelo VAR pressupõe que todos os vetores X_t são estacionários, os termos de erros são ruído branco ($\epsilon_t \sim RB(0,1)$) e $\epsilon_{it} \perp \epsilon_{jt} \rightarrow Cov(\epsilon_{it}, \epsilon_{jt}) = 0 \forall i \neq j$. Portanto, se as séries forem estacionárias $I(0)$, pode-se estimar o modelo VAR normalmente. Em termos gerais, o modelo VAR identifica a trajetória da série quando há um choque estrutural (BUENO, 2011; ENDERS, 2010).

De acordo com Granger (1981) e Engle e Granger (1987), se as variáveis X_t de um modelo possuem a mesma ordem de integração, $I(d)$, ou seja, se possuem uma tendência estocástica em comum e se existe cointegração entre as variáveis X_t , de modo que haja pelo menos um vetor não nulo, tal que $u_t = X_t' \beta \sim I(d, b)$ com $b > 0$, o modelo VAR não é a melhor forma de estimação. É preciso utilizar um modelo de vetor de correção de erros (VEC). O modelo VEC possui um sentido econômico, pois permite separar componentes de curto e de longo prazo. De acordo com Bueno (2011), a representação do VEC é dada por

$$\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Lambda_i \Delta X_t + \epsilon_t \quad (3)$$

em que $\Lambda_i = \sum_{j=1+i}^p \phi_j$, com $i = 1, 2, \dots, p-1$.

O modelo VEC explica ΔX_t por meio dos componentes de longo prazo ϕX_{t-1} e de curto prazo

$$\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i}$$

Fonte de dados

As séries temporais utilizadas nesta pesquisa estendem-se de janeiro de 2004 a dezembro de 2016 (Figura 3).

A série de preços do lírio utilizada nesta análise trata-se da média mensal por dúzia (R\$/dúzia), obtida dos atacadistas do Entrepasto Terminal de São Paulo (ETSP). Os dados foram cedidos pela Ceagesp (2017). O preço do lírio (P_lirio) foi deflacionado pelo índice geral de preços de disponibilidade interna (IGP-DI) (FGV, 2017), sendo os valores expressos em reais de dezembro de 2016.

A série P_lirio apresenta sazonalidade, de acordo com os meses das principais datas comemorativas no Brasil. Entretanto, como existem

diversos tipos de plantas no mercado, espera-se que haja grande substituição entre as variedades adquiridas pelos consumidores. A Figura 1 mostra a quantidade comercializada de janeiro de 2004 a dezembro de 2016. Portanto, a variável P_lirio foi ajustada sazonalmente pelo método Census X-11.

As informações com relação ao preço dos lírios na Holanda não são completas. Desse modo, foi utilizado como uma *proxy* o índice de preços ao consumidor (IPC)⁵ referente a uma cesta de consumo de plantas e flores da Holanda, composta de plantas de ambiente interior, incluindo árvores de Natal naturais ou artificiais; plantas de ambiente externo; sementes e bulbos de plantas; flores de ambiente interno (naturais ou artificiais, em vaso ou não); flores de

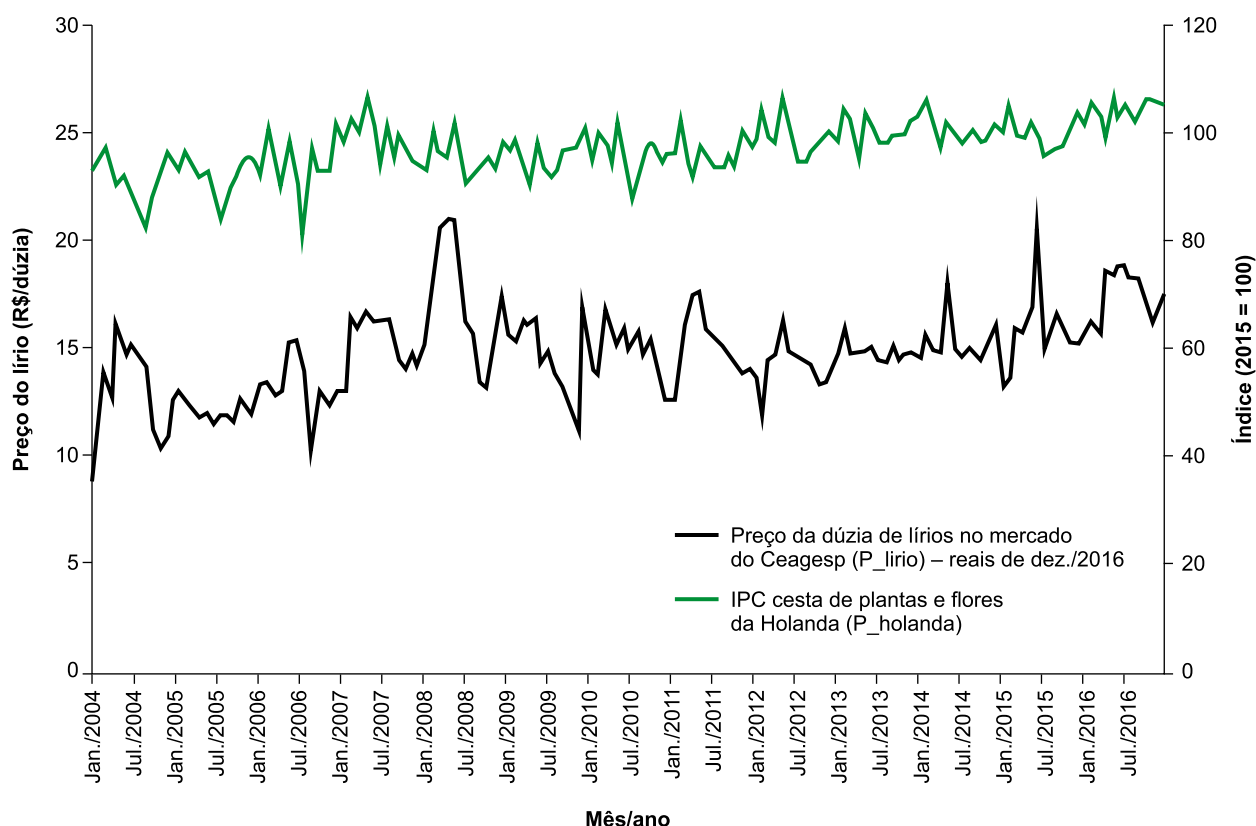


Figura 3. Séries temporais utilizadas de 2004 a 2016.

Fonte: elaborada com dados de Ceagesp (2017) e de Statistics Netherlands (2017).

⁵ O IPC reflete a mudança de preços de uma cesta de bens e serviços comprados por uma família média holandesa.

ambiente externo; sementes de flores e bulbos. A cesta holandesa de consumo de plantas e flores exclui solos, turfas e fertilizantes.

A série do IPC de flores e plantas da Holanda (P_holanda) foi obtida no sistema de estatísticas da Holanda, Statistics Netherlands (CBS) (STATISTICS NETHERLANDS, 2017). A série P_holanda apresenta sazonalidade, e os meses associados aos maiores índices não correspondem aos mesmos meses de ocorrência dos maiores preços de lírio no mercado da Ceagesp, porque os preços, nesses diferentes mercados de flores, sofrem influência de diversas datas comemorativas. Como o calendário holandês é diferente do calendário brasileiro com relação aos principais meses de consumo de flores e plantas, optou-se por dessazonalizar a série P_holanda pelo método Census X-11.

Resultados

Para verificar a ordem de integração das séries de preços, tanto da floricultura holandesa quanto da floricultura dos lírios no Brasil, foram empregados dois testes de raiz unitária. No teste Dickey-Fuller aumentado (ADF⁶), a hipótese nula considera a presença de uma raiz unitária,

contra a hipótese alternativa de estacionariedade da série (SAID; DICKEY, 1984). Já o teste KPSS (KWIATKOWSKI et al., 1992) adota como hipótese nula a inexistência de raiz unitária, sendo, portanto, a variável estacionária.

A Tabela 1 mostra os resultados para os testes de raiz unitária, tomando-se as séries em nível e também em primeira diferença. As estatísticas dos testes indicam que ambas as variáveis são não estacionárias em nível, com poucas exceções. No caso do teste ADF, a hipótese nula de existência de uma raiz unitária nos preços é rejeitada apenas para o modelo com constante e tendência, e com 5% de significância. Já para o teste KPSS, o resultado para os preços holandeses diverge, considerando o modelo com constante e tendência, em que não se rejeita a hipótese nula de estacionariedade da série.

Na análise dos resultados para as séries em primeira diferença, confirma-se a estacionariedade delas. Assim, o exame geral das estatísticas obtidas permite inferir que as variáveis de interesse são integradas de ordem um, $I(1)$.

Em seguida, foi empregado o procedimento de Johansen (1988), de modo a averiguar a existência de uma relação de equilíbrio de

Tabela 1. Resultados dos testes de raiz unitária.

Variável	Termo determinístico	Nível				Diferença			
		ADF		KPSS		ADF		KPSS	
		Def. n(AIC)	Estatística de teste	I_q	Estatística de teste	Def. n(AIC)	Estatística de teste	I_q	Estatística de teste
P_lirio	Constante	6	1,37	10	1,25***	6	-7,80***	22	0,21
	Tendência	2	-3,89**	9	0,16**	6	-7,79***	22	0,12*
	Nenhum	6	-1,44	-	-	5	-7,89***	-	-
P_holanda	Constante	2	-1,87	9	1,27***	2	-10,93***	1	0,01
	Tendência	2	-3,80**	8	0,08	2	-10,90***	1	0,01
	Nenhum	3	0,86	-	-	2	-10,90***	-	-

***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.

Nota: Def. n(AIC) é a defasagem recomendada pelo critério de informação de Akaike, e I_q é a largura da banda, considerando o método de seleção de Newey-West.

⁶ Do inglês *augmented Dickey-Fuller*.

longo prazo entre os preços considerados. Primeiramente, um modelo de vetores autorregressivos (VAR) foi estimado com base nos preços holandeses e brasileiros no nível. O critério de Akaike (AIC) apontou para quatro defasagens no VAR e, conseqüentemente, três defasagens para o procedimento de Johansen. Optou-se pela inclusão de constante e tendência na relação cointegrante, e pela omissão da tendência no vetor autorregressivo.

Os resultados do teste do traço e do máximo autovalor para os preços da floricultura estão reproduzidos na Tabela 2. Diante da não concordância dos testes, decidiu-se pela estatística do traço, que aponta para a presença de um vetor de cointegração entre os preços. Dessa forma, pode-se constatar que as variáveis guardam uma relação de equilíbrio de longo prazo.

Existem, além disso, evidências de que o preço da floricultura holandesa cause, no sentido de Granger, os preços de atacado do lírio no Brasil (Tabela 3). No entanto, a causalidade em

sentido contrário, dos preços brasileiros para os holandeses, não foi verificada.

O modelo estimado constitui-se de um VEC (3), sendo seus resultados apresentados na Tabela 4. Os testes de diagnósticos de resíduos empregados (teste Q de Ljung-Box e teste de Lagrange Multiplier – LM) confirmam a validade do modelo⁷.

Os principais resultados do modelo estimado podem ser verificados com base na análise de resposta ao impulso e na decomposição da variância dos erros.

A Figura 4 mostra as funções de resposta ao impulso para choques inesperados de um desvio padrão em cada uma das variáveis consideradas no modelo.

O primeiro gráfico da Figura 4 mostra os resultados da função de resposta ao impulso do preço do lírio no mercado da Ceagesp para um choque não antecipado de um desvio padrão no índice de preços de flores e plantas da Holanda e no próprio preço do lírio da Ceagesp. Um

Tabela 2. Resultados dos testes de cointegração de Johansen para as séries de preços em análise.

Hipótese		Estatística do teste	Valores críticos (5%)	p-valor
Nula	Alternativa			
Teste do traço				
$r = 0$	$r > 0$	25,963	25,872	0,049
$r \leq 1$	$r > 1$	11,306	12,518	0,079
Teste de máximo autovalor				
$r = 0$	$r = 1$	14,657	19,387	0,213
$r = 1$	$r = 2$	11,306	12,518	0,079

Nota: r é o rank de cointegração. Valores críticos obtidos em Mackinnon et al. (1999).

Tabela 3. Teste de causalidade de Granger.

Hipótese nula	Defasagem	Estatística-F	p-valor
H_0 : D(P_holanda) não Granger causa D(P_lirio)	11	1,692	0,083
H_0 : D(P_lirio) não Granger causa D(P_holanda)	11	0,982	0,467

⁷ Valores não reportados por conveniência, disponíveis com a condição de solicitação aos autores.

Tabela 4. Estimativa do modelo VEC (152 observações depois dos ajustamentos).

Cointegração Eq:	CointEq1	
P_lirio(-1)	1,000	
	-1,264	
P_holanda(-1)	(0,347)	
	[-3,646]	
	0,167	
@TREND(04M01)	(0,029)	
	[5,66]	
C	87,226	

Correção de erros	D(P_lirio)	D(P_holanda)
CointEq1	-0,161 (0,055) [-2,906]	0,158 (0,076) [2,07]
D(P_lirio(-1))	-0,279 (0,085) [-3,293]	-0,079 (0,117) [-0,678]
D(P_lirio(-2))	-0,211 (0,083) [-2,54]	-0,043 (0,114) [-0,377]
D(P_lirio(-3))	-0,083 (0,073) [-1,141]	0,073 (0,100) [0,733]
D(P_holanda (-1))	-0,050 (0,081) [-0,614]	-0,452 (0,112) [-4,037]
D(P_holanda(-2))	-0,030 (0,076) [-0,400]	-0,331 (0,105) [-3,159]
D(P_holanda (-3))	-0,080 (0,063) [-1,265]	-0,090 (0,087) [-1,026]
C	-0,116 (0,157) [-0,743]	0,159 (0,215) [0,737]
R ²	0,228	0,318
R ² ajustado	0,191	0,285

Nota: erro-padrão em () e estatística-t em [].

choque inesperado de um desvio padrão em P_holanda não apresenta nenhum efeito sobre os preços no mercado da Ceagesp no primeiro período. No entanto, com o passar do tempo, há um acréscimo permanente.

Um choque inesperado de um desvio padrão em P_lirio gera um aumento imediato em P_lirio, mas, com o passar dos meses, o preço decai, tornando-se próximo do mesmo nível de um choque de mesma magnitude em P_holanda.

O segundo gráfico da Figura 4 mostra os efeitos em P_holanda. O choque de um desvio padrão em P_holanda gera um aumento expressivo em P_holanda no primeiro período, mas à medida que se aumenta o horizonte de tempo, os efeitos tornam-se menores, conquanto duradouros. Evidentemente, os impactos do aumento do preço do lírio no mercado da Ceagesp causam efeitos pouco expressivos no índice de preços das flores e plantas da Holanda, já que esse país é um grande *player* internacional nesse segmento.

A análise da decomposição da variância do modelo estimado indica qual parcela da variância do erro de previsão é proveniente de cada variável endógena ao longo do tempo (BUENO, 2011; ENDERS, 2010).

Na Tabela 5, o erro de previsão aumenta e a parcela da variância do erro devido a cada variável no modelo é alterada com o horizonte temporal. No primeiro mês, a variância do preço do lírio no Brasil é totalmente explicada (100%) pelo preço do lírio; entretanto, com o passar dos meses, o índice de preços das flores e plantas da Holanda começa a apresentar maior representatividade, chegando a 25,75%, 39,89 e 45,68% para 12, 24 e 36 meses, respectivamente.

Considerações finais

O artigo avaliou as possíveis relações entre os preços do lírio no mercado da Ceagesp no Brasil e o índice de preços ao consumidor da cesta de flores e plantas da Holanda.

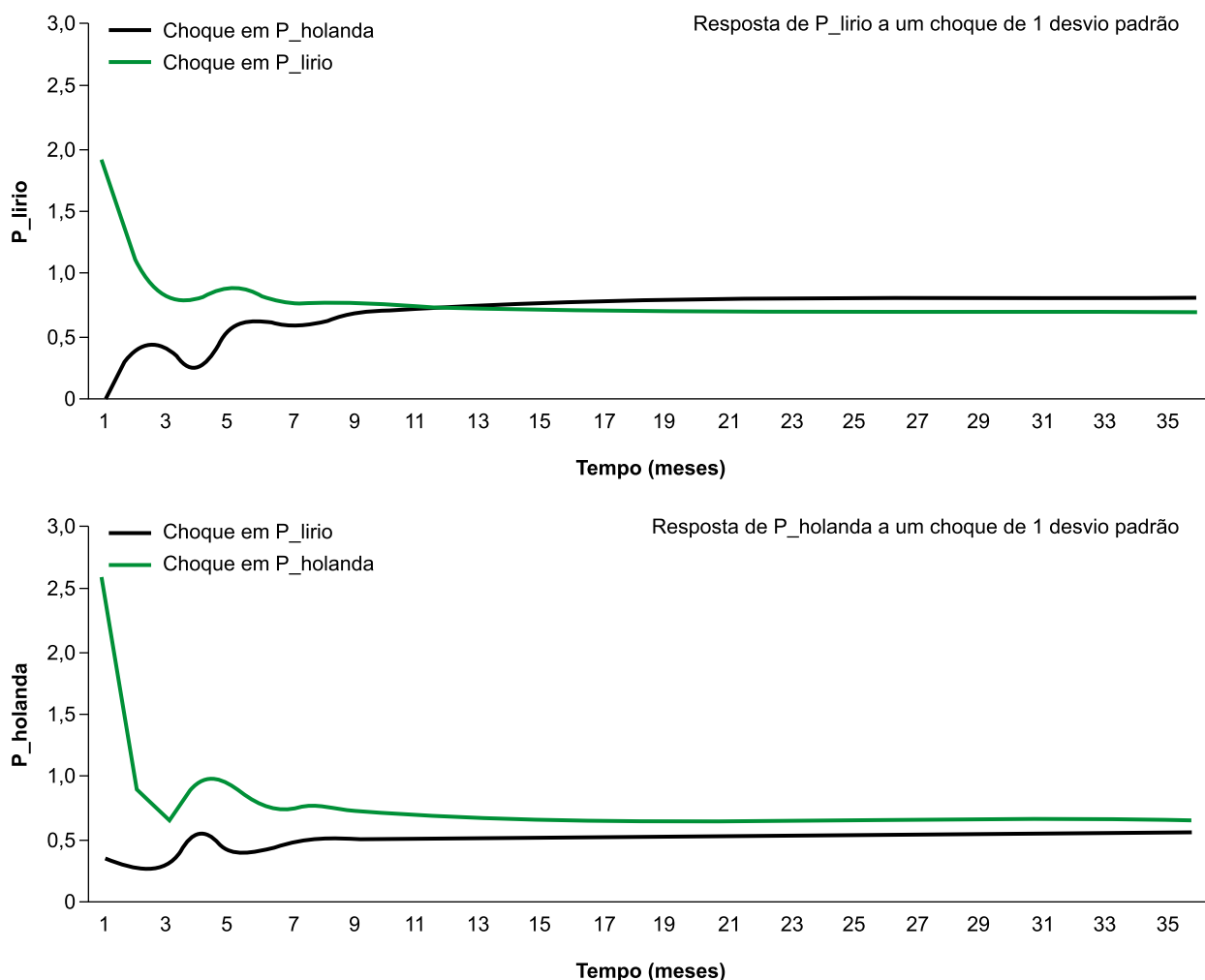


Figura 4. Funções de impulso-resposta.

O mercado de lírios da Ceagesp possui uma relação de dependência com o mercado holandês, visto que grandes volumes de bulbos são importados para a produção nacional de lírios, apresentando, conseqüentemente, efeitos sobre os preços nacionais, com certa defasagem temporal.

Para a análise foram utilizados dados mensais de janeiro de 2004 a dezembro de 2016. Com base no modelo estimado foi verificado que o índice de preços de flores e plantas da Holanda Granger causa o preço do lírio no mercado da Ceagesp. A existência de uma relação de longo prazo entre essas variáveis permitiu conferir que os efeitos para um choque inesperado sobre o

preço do lírio na Ceagesp, considerando um período maior que um ano, são maiores quando ocorre no índice de preços da cesta holandesa de flores e plantas do que quando acontece um choque de mesmo tamanho no preço do lírio no próprio mercado da Ceagesp.

O modelo permitiu verificar ainda que, à medida que se aumenta o horizonte de tempo, os preços do lírio no mercado da Ceagesp passam a ser explicados em maior intensidade pelo índice holandês de preços de flores e plantas, o que corrobora a importância do mercado holandês para os produtores e comercializadores de lírios no mercado brasileiro estudado.

Tabela 5. Decomposição da variância do preço do lírio.

Período	S.E.	P_lírio	P_holandá
1	1,91	100,00	0,00
2	2,25	96,86	3,14
3	2,43	94,40	5,60
4	2,57	94,07	5,93
5	2,78	91,02	8,98
6	2,97	87,79	12,21
7	3,13	85,40	14,60
8	3,28	83,10	16,90
9	3,44	80,57	19,43
10	3,59	78,25	21,75
11	3,74	76,19	23,81
12	3,88	74,25	25,75
24	5,34	60,11	39,89
36	6,50	54,32	45,68

Ordenação de Cholesky: P_lírio P_holandá. S.E.: sigla, em inglês, para *standard error*.

Referências

ALICEWEB. Disponível em: <<http://aliceweb.mdic.gov.br/>>. Acesso em: 17 fev. 2017.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011. 341 p.

CAIXETA-FILHO, J. V. Logística para a agricultura brasileira. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, v. 103, p. 18-30, 2010.

CAIXETA-FILHO, J. V.; SWAAY NETO, J. M.; WAGEMAKER, A. P. Otimização do planejamento de produção e da comercialização de lírios. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 38., 2000, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: Sober, 2000. p. 1-12.

CEAGESP: Companhia de Entrepósitos e Armazéns Gerais de São Paulo. **Preços no atacado**. Disponível em: <<http://www.ceagesp.gov.br/entrepósitos/servicos/cotacoes/>>. Acesso em: 13 jan. 2017.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, Mar. 1987.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3. ed. New York: John Wiley & Sons, 2010. 517 p.

FRÁGUAS, C. B.; CHAGAS, E. A.; SILVA, E. F.; PASQUAL, M.; OLIVEIRA, P. D. Cultura do lírio. **Boletins de Extensão**, n. 37, 2002. Disponível em: <<http://www.editora.ufla.br/index.php/boletins-tecnicos-e-de-extensao/boletins-de-extensao>>. Acesso em: 2 jan. 2017.

GRANGER, C. W. J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. **Journal of Econometrics**, v. 16, n. 1, p. 121-130, 1981.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

JUNQUEIRA, A. H.; PEETZ, M. S. Mercado interno para os produtos da floricultura brasileira: características, tendências e importância socioeconômica recente. **Revista Brasileira de Horticultura Ornamental**, v. 14, n. 1, p. 37-52, 2008.

JUNQUEIRA, A. H.; PEETZ, M. S. O setor produtivo de flores e plantas ornamentais do Brasil, no período de 2008 a 2013: atualizações, balanços e perspectivas. **Revista Brasileira de Horticultura Ornamental**, v. 20, n. 2, p. 115-120, 2014.

KIYUNA, I.; FRANCISCO, V. L. F. S.; COELHO, P. J.; CASER, D. V.; ASSUMPÇÃO, R.; ÂNGELO, J. A. Floricultura brasileira no início do século XXI: o perfil do produtor. **Informações Econômicas**, v. 34, n. 4, p. 14-32, 2004.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, v. 54, p. 159-178, 1992.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied time series econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004. 323 p.

MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, p. 563-577, 1999.

POZZA, G. F. **Cultivo de Lírio de corte e de vaso**. 2008. Disponível em: <<http://respostatecnica.org.br/dossie-tecnico/downloadsDT/MzI2>>. Acesso em: 2 jan. 2017.

SAID, S. E.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. **Biometrika**, v. 71, n. 3, p. 599-607, 1984.

SEBRAE. **Flores e plantas ornamentais do Brasil**. 2015. (Série Estudos Mercadológicos, 3). Disponível em: <www.sebrae.com.br>. Acesso em: 2 jan. 2017.

STATISTICS NETHERLANDS - CBS. **Consumer prices index of plants and flowers**. Disponível em: <<http://statline.cbs.nl/Statweb/publication/?DM=SLLEN&PA=83131eng&D1=0-1,4-5&D2=0,279&D3=a&LA=EN&HDR=T,G1&STB=G2&VW=T>>. Acesso em: 23 jan. 2017.

TOMBOLATO, A. F. C.; UZZO, R. P.; JUNQUEIRA, A. H.; PEETZ, M. S.; STANCATO, G. C.; ALEXANDRE, M. A. V. Bulbosas Ornamentais no Brasil. **Revista Brasileira de Horticultura Ornamental**, v. 16, n. 2, p. 127-138, 2010.