

O comportamento de curto e longo prazo das exportações catarinenses

Thiago Rocha Fabris
Universidade do Extremo Sul Catarinense – UNESC
thiagofabris@unesc.net

Roberto Meurer
Universidade Federal de Santa Catarina
rmeurer@mbox1.ufsc.br

RESUMO

O objetivo central do estudo é analisar a evolução das exportações catarinenses através da aplicação de Vetores Auto-Regressivos (VAR). Foram utilizados dados trimestrais das exportações catarinenses, taxa de câmbio e renda mundial durante o período de 1999 a 2009. Utilizou-se testes estatísticos para a verificação da estacionariedade das séries, teste de co-integração, modelo de correção de erro, função impulso resposta e decomposição da variância. Os resultados indicam que as variáveis são co-integradas, resultando em um modelo de correção de erro, apontando a existência de elasticidade de longo prazo para a renda mundial e inelasticidade para a taxa de câmbio.

Palavra Chave: Exportações Catarinense, Modelo VAR, Co-integração.

ABSTRACT

The main objective of the study is to analyze the evolution of the state's exports through the application of Vector Auto Regression (VAR). We used quarterly data for the state's exports, exchange rate and world income over the period 1999 to 2009. We used statistical tests to verify the stationarity of the series, co-integration test, model of error correction, impulse response function and variance decomposition. The results indicate that the variables are co-integrated, resulting in a model of error correction, pointing to the existence of long-run elasticity for income global and inelastic to exchange rate.

Key words: Exports of Santa Catarina, VAR model, co-integration.

INTRODUÇÃO

O principal objetivo do estudo é verificar o comportamento de curto e longo prazo existente nas exportações catarinenses, na renda mundial e na taxa de câmbio. Para identificar e avaliar o impacto destas variáveis nas exportações utilizou-se os testes de Phillips e Perron, Johansen e Juselius, o modelo vetorial de correção de erros (VECM), função impulso resposta e decomposição da variância, que auxiliam na modelagem das exportações no que concerne a co-integração e ao modelo de previsão com correção de erros.

Sabe-se que uma das principais características da economia catarinense é a forte presença *clusters*. Perroux (1955) afirma que o crescimento econômico ocorre em pontos concentrados de uma região de forma heterogênea, ou seja, estes pontos seriam os pólos de crescimento denominados *clusters* industriais. Borin (2006) coloca que o processo de desenvolvimento só pode ser iniciado a partir destes *clusters*, pois estes desfrutam das vantagens da aglomeração e das externalidades.

Geograficamente, Santa Catarina pode ser representada pelas seguintes regiões: Grande Florianópolis, Nordeste, Vale do Itajaí, Planalto Norte, Planalto Serrano, Sul, Meio Oeste e Oeste. Pode-se destacar o *cluster* têxtil e do vestuário no Vale do Itajaí, o moveleiro em São Bento do Sul, cerâmica na região Sul, eletro-metal-mecânico no nordeste, agroindústria de suínos e aves no Oeste e o tecnológico em Florianópolis, Blumenau e Joinville.

A região Nordeste e do Vale do Itajaí são os principais pólos em termos econômicos e populacionais, com grandes indústrias do ramo eletro-metal-mecânico, as cidades de Joinville, Jaraguá do Sul, Blumenau, Brusque e Rio do Sul destacam-se nesta região.

A região norte caracteriza-se pela indústria moveleira com destaque para São Bento do Sul. O planalto serrano possui a economia voltada para a indústria florestal, pecuária além do turismo rural com as principais fontes de renda da região. Os principais municípios são Lages, São Joaquim e Urubici.

O sul destaca-se na indústria cerâmica, plástico, extrativismo, produção de vinhos e confecção, sendo Criciúma o principal pólo regional. O Meio-Oeste predomina os municípios de pequeno e médio porte, cuja atividade econômica esta baseada na agroindústria. A principal atividade econômica no Oeste catarinense pode ser atrelada à produção de grãos, aves e suínos.

A atividade econômica catarinense possui em seu portfólio, uma variedade de produtos que são destinados a exportação, Lins (2009). A tabela 1 mostra a evolução das exportações catarinenses. Observa-se que no ano de 2009 as exportações catarinenses retornaram a patamares parecidos com o ano de 2006. Tal fato pode ser atribuído a crise financeira do *subprime*, que afetou as expectativas e o crédito a nível mundial.

Tabela 1: Evolução anual das Exportações Catarinenses

Ano	Exportação (U\$ 1.000)	Var (%)
1999	2.567.418	-
2000	2.712.493	5.65
2001	3.031.172	11.75
2002	3.160.456	4.27
2003	3.701.854	17.13
2004	4.862.608	31.46
2005	5.594.239	15.05
2006	5.982.112	6.93
2007	7.381.839	23.40
2008	8.310.528	12.58
2009*	5.840.852	-29.72

Fonte: MDIC, Secex

*Dados até novembro de 2009.

A importância do estudo para a economia catarinense reside no fato de obter estimativas *ex-ante* das exportações catarinenses, dadas as modificações das políticas comerciais, econômicas e cambiais sobre o montante das exportações catarinenses, visto que existem poucos estudos relacionados a este objetivo. A metodologia proposta pode ser exemplificada por acontecimentos inesperados que afetam as variáveis em análise, ou seja, na interdependência evidenciada na taxa de câmbio, renda mundial e exportações. Assim o foco do estudo terá uma abordagem quantitativa.

Para se medir o impacto das oscilações de uma variável sobre a outra, utiliza-se os modelos de auto-regressão vetorial (VAR). O modelo vem sendo amplamente adotado em muitos trabalhos empíricos devido ao bom desempenho notado no mesmo.

REVISÃO DA LITERATURA

Braga e Markwald (1983) estimaram equações simultâneas de oferta e demanda para as exportações de manufaturados. Os resultados indicam que a elasticidade-renda da demanda

e a elasticidade-preço da demanda são maiores do que um. Os resultados concernentes à equação de oferta mostraram-se significativos somente no equilíbrio de longo prazo.

Castro e Cavalcanti (1997), estimaram equações de exportação e importação. Os procedimentos econométricos basearam-se na metodologia de co-integração e no modelo de correção de erros. Os resultados dos vários testes realizados indicam a validade do uso das equações estimadas para fins de previsão condicionada à evolução das exportações e importações totais e desagregadas.

Cavalcanti e Ribeiro (1998) estudaram o desempenho e determinantes das exportações brasileiras de manufaturados, semimanufaturados e produtos básicos considerando o período 1977/1996. A metodologia utilizada para o ajustamento do modelo uniequacional foi a de análise de auto-regressão vetorial. No caso de produtos básicos, as seguintes variáveis foram selecionadas: índice de *quantum* de exportação de básicos, índice de preços de exportação de básicos e índice de preços das importações dos países industrializados em valor real. Incluíram no modelo dummies sazonais e dummies para representar eventos econômicos.

O trabalho de Carvalho e De Negri (2000) refere-se a estimação de equações de exportação e importação, com dados trimestrais, para prever a quantidade de produtos agropecuários no período de 1977 a 1998. Os resultados apontam que as exportações são muito afetadas pelo nível de atividade mundial e pouco afetada pelo câmbio real. As importações mostraram-se basicamente dependentes da capacidade instalada e dos preços relativos.

Barros, Bacchi e Burnquist (2002) concluíram que as variáveis em análise são co-integradas e incluíram o termo de correção de erro na equação de curto prazo para estimar a função de oferta de exportação de produtos agropecuários.

Alves e Bacchi (2004) estimaram uma equação de oferta de exportação brasileira de açúcar, a metodologia de integração e co-integração foi utilizada para encontrar as equações de curto e longo prazo das séries utilizadas. Os resultados encontrados indicam que a desvalorização cambial causa significativo aumento das exportações brasileiras. Por outro lado, um aumento da renda interna e do preço doméstico tem reflexos negativos sobre a balança comercial.

Ribeiro (2006) avaliou o *quantum* de exportações e importações entre 1999 e 2005 com dados mensais, utilizando modelos uniequacionais. Os resultados apontam, no período analisado, que a demanda foi mais importante do que a oferta, com os efeitos da renda externa e dos preços de exportação sobrepondo-se aos da apreciação cambial. Em relação às importações, as elasticidades de demanda estimadas para o longo prazo indicaram maior

importância da absorção doméstica e da taxa de câmbio frente a outras variáveis, no curto prazo, a última parece ter sido a variável mais relevante.

Silva, Ferreira e Araújo (2006) avaliaram os impactos nas exportações agropecuárias dada alterações no câmbio e na renda mundial para o lapso temporal compreendido entre 1980 a 2006. Os resultados mostram que as variáveis analisadas são co-integradas. Além disso, as elasticidades de longo prazo, câmbio real e renda mundial são relativamente elásticas. A equação de curto prazo revelou que os desequilíbrios são corrigidos lentamente. As variáveis câmbio e renda mundial apresentaram menores coeficientes de ajuste de curto prazo, ou seja, uma baixa velocidade de ajustamento em direção ao equilíbrio de longo prazo de cada variável.

Eisfeld *et. al* (2007) examinaram o poder de previsão do modelo de vetores autoregressivos para a quantidade de madeira serrada exportada no Paraná. Os resultados apontam que o modelo superestimou a quantidade de madeira para o primeiro mês de 2007.

Sapienza (2007) estimou equações de oferta de exportação e demanda de importações a fim de encontrar suas elasticidades para o período de 1980 a 2006 com base em dados trimestrais. Os resultados sugerem uma relação de co-integração entre o volume exportado taxa de câmbio, volume de exportações mundiais e o índice de preços internacionais de commodities.

Paixão, Fonseca e Maia (2008) utilizaram a abordagem VAR para a previsão de produção do etanol brasileiro para exportação, a partir das variáveis captadas pelo modelo *Mundell-Fleming*. Os resultados obtidos pelos autores apontam para uma estabilização na tendência crescente iniciada em 2006, apontando para um crescimento de 44,89% entre 2007 e 2010.

METODOLOGIA

A análise econométrica utilizada para avaliar a existência e a intensidade do efeito entre exportações catarinenses, taxa de câmbio e renda mundial é feita com base na metodologia dos Vetores Auto-Regressivos (VAR) e no modelo de correção de erros (VECM).

A análise empírica parte da investigação da ordem de integração e co-integração das séries em estudo. Inicialmente identifica-se a ordem de integração das variáveis através do

teste proposto por Phillips e Perron (1988) e estima-se o modelo VAR com as defasagens adequadas para o modelo dinâmico com base em critérios de escolha. Constatando-se vetores de ordem I(1), a identificação das relações de longo prazo devem ser feitas por estimadores de máxima verossimilhança como desenvolvido por Johansen (1988). Verificando que os termos de erros estocásticos da equação estimada são estacionários, pode-se aplicar o modelo de correção de erros (VECM). Dentre os aspectos teóricos relacionados com os modelos VAR, estão os conceitos de raiz unitária, critérios de seleção de modelos, co-integração, decomposição da variância do erro e função de impulso resposta. A apresentação desses conceitos serão apresentadas de forma sucinta.

Os trabalhos empíricos utilizando séries temporais pressupõem que as séries analisadas são estacionárias, o não cumprimento desta hipótese pode levar os resultados a regressões espúrias. Existem na literatura vários estudos que buscam descobrir a ordem de integração de uma série temporal. Dentre os procedimentos formais existentes, os testes de raiz unitária de Dickey & Fuller (1979 e 1981) e Phillips e Perron (1988), tem sido bastante utilizados.

Um processo estocástico é dito estacionário se sua média e variância forem constantes ao longo do tempo e a covariância entre os dois períodos de tempo depender apenas da defasagem entre eles e não do período de tempo em que a covariância é calculada. Ou seja:

$$\begin{aligned}
 E(Y_t) &= \mu && \text{(Média Constante)} \\
 \text{Var}(Y_t) &= \sigma^2 && \text{(Variância Constante)} \\
 \text{Cov}(Y_t, Y_{t+s}) &= \text{Cov}(Y_t, Y_{t-s}) && \text{(Covariância não depende de t)}
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

Porém, a maioria das séries temporais econômica apresenta o problema de não estacionariedade, ou seja, tem uma raiz unitária. Algumas séries temporais são chamadas de *random walk*, pois seus pontos passeiam para cima e para baixo, sem apresentar um padrão. Outras são chamadas de *random walks with drift* por apresentarem uma tendência definida.

Phillips e Perron (1998) propõem um método para testar a presença de raiz unitária. O método de PP estima a equação $Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t$ (como o método Dickey e Fuller, em sua versão padrão)¹, mas modifica o estatística-t do coeficiente α , para que a correlação serial não afete a distribuição assintótica da estatística do teste. Ou seja, o teste permite que seja consistente mesmo que haja variáveis defasadas dependentes e correlação serial nos erros. Os

¹ Pode-se consultar Enders (2004) para entender a versão de DF.

detalhes de sua derivação fogem ao escopo deste estudo e não serão apresentados. O teste PP é baseado na estatística:

$$\tilde{t}_\alpha = t_\alpha \left(\frac{\gamma_0}{\int_0^1} \right)^{1/2} - \frac{T(\int_0^1 - \gamma_0)(\text{ep}(\hat{\alpha}))}{2\int_0^1 e} \quad (2)$$

onde $\hat{\alpha}$ é a estimativa de α , $\text{ep}(\hat{\alpha})$ é o coeficiente do erro padrão, t_α é o estatística-t de α e e é o erro padrão da regressão. γ_0 é uma estimativa da variância do erro em $Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t$, calculado como $(T - k) e^2 / T$, onde k é o número de regressores. O termo remanescente, f_0 , é um estimador robusto do espectro residual na frequência zero.

O modelo de vetor auto-regressivo (VAR) é um modelo de série temporal usado para prever valores de duas ou mais variáveis econômicas. É uma extensão do modelo autoregressivo (AR), que considera apenas uma variável econômica de cada vez.

Diferentemente do modelo de equações simultâneas, a metodologia VAR assume que todas as variáveis são endógenas, e utiliza somente regularidades e padrões passados de séries históricas como base para sua previsão.

Pode-se estruturar algebricamente a apresentação de um modelo VAR para as variáveis, supõe que X_t e Y_t sejam variáveis econômicas quaisquer e que se faz necessária sua previsão. As equações abaixo formam o modelo VAR para essas variáveis:

$$y_t = \theta_0 + \theta_1 y_{t-1} + \dots + \theta_p y_{t-p} + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$x_t = \delta_0 + \delta_1 y_{t-1} + \dots + \delta_p y_{t-p} + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + \mu_t \quad (4)$$

Nesse modelo, o valor corrente de uma variável y_t é explicado por valores defasados dela própria e por valores defasados da variável x , mais um termo estocástico ε_t . Supõe-se que a perturbação aleatória ε_t tenha média zero, variância constante σ^2 e ε_t seja serialmente não-correlacionada. Seguindo a mesma lógica, o valor de x_t é explicado por seus próprios valores defasados, pelos valores defasados de y_t e pela perturbação aleatória μ_t . Admite-se

que a perturbação aleatória μ_t tenha média zero, variância constante σ^2 e μ_t seja serialmente não-correlacionada.

Cada uma das variáveis xt e yt é explicada por seus valores defasados. Desta forma, o VAR capta os padrões históricos de cada variável e seu relacionamento com a outra variável.

A equação adotada para a estimação das exportações catarinenses pode ser definida por uma função do tipo *Cobb-Douglas* representada pela seguinte expressão:

$$Export_t = Const.Rmundial_t^\alpha.Câmbio_t^\beta \mu_t \quad (5)$$

Onde: *Export* é o valor trimestral das exportações catarinenses em milhares de US\$, *Rmundial* é o valor trimestral do produto interno bruto americano utilizado como uma “*proxy*” da renda mundial e *câmbio* é a taxa de câmbio trimestral (R\$/US\$). Os parâmetros α e β representam as elasticidades e μ_t é o termo de erro estocástico.

Utilizou-se o modelo log-linear para a melhor interpretação do modelo, para isso extraímos o logaritmo das variáveis da equação anterior para obter a seguinte expressão:

$$\log Export_t = Const + \alpha Rmundial_t + \beta Câmbio_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Admite-se, também, que as realizações passadas das variáveis são de conhecimento dos agentes econômicos, podendo ser utilizadas na formulação de expectativas, portanto a equação anterior será composta de defasagens das variáveis caracterizando-se como um modelo dinâmico.

O período utilizado compreende os anos de 1999 a 2009, os dados básicos da pesquisa foram obtidos do IPEADATA e no Sistema AliceWeb do Ministério do desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, Janeiro 2010), disponíveis na Internet.

A fim de não perpetrar nenhuma leviandade, utilizou-se uma estratégia para identificar o número de defasagens para o modelo VAR, ou seja, usaram-se critérios de informação para selecionar os modelos, estes se valem de um conjunto de regras (MILLS, 1990). Os critérios de seleção mais utilizados são o *AIC* (*Akaike information criterion*) e o *BIC* (*Bayesian information criterion*). Esses critérios incorporam um termo de penalidade para o aumento do número de parâmetros incorporados no modelo, de forma que modelos mais parcimoniosos sejam escolhidos.

Deve-se aceitar o AIC e BIC de menor valor, embora ambos possam ter sinais negativos para o mesmo tamanho de amostra, considerando o mesmo período.

Para verificar a relação de equilíbrio em determinado lapso temporal utilizou-se o conceito de co-integração que apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo, para o qual um sistema econômico converge.

A primeira metodologia sobre co-integração é proposta por Engle e Granger (1987), que indicam que a combinação linear de duas ou mais séries não-estacionárias podem ser estacionárias. Se esta combinação linear existir, as séries de tempo não estacionárias são co-integradas. A combinação linear estacionária é chamada de equação de co-integração e pode ser interpretada como a relação de equilíbrio de longo prazo das variáveis.

Ainda segundo os autores, a definição formal de co-integração é: os componentes de Y_t são ditos co-integrados de ordem (d,b) , denotado como $Y_t \sim CI(db)$, se: (i) todos os componentes de Y_t são $I(d)$; (ii) existe um vetor $C \neq 0$ tal que $Z_t = C'X_t \sim (d - b)$, $b > 0$; onde o vetor C é chamado de vetor de co-integração. Especificamente, no caso onde temos $d = b = 1$ significa que todos os componentes do vetor X_t são $I(1)$, mas existe uma combinação linear deles que seja zero $I(0)$.

O método proposto por Engle e Granger (1987), para a análise das relações de co-integração, possui certas limitações. Esta metodologia só poderá ser usada no caso de existir uma única relação de equilíbrio, isto é, um único vetor de co-integração. Quando existir mais de uma variável explicativa, o que é mais comum, poderão existir outras relações de equilíbrio e, portanto, esse teste não será o mais indicado. Outra limitação diz respeito a endogeneidade do regressor. Para ambos os casos sugerem-se a aplicação do procedimento proposto por Johansen.

Para resolver os problemas do método de Engle e Granger (1987), Johansen (1988), Johansen e Juselius (1990), e Johansen (1991), propuseram um procedimento de estimação por máxima verossimilhança. Consideremos o seguinte VAR, onde x_t é um vetor $(n \times 1)$ de variáveis $I(1)$ e ε_t é um vetor de inovações:

$$x_t = \sum_{i=1}^p A_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Pode-se reescrever esta expressão como:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Onde:

$$\Pi = \sum_{j=1}^p A_j - I \quad \text{e} \quad \Gamma_j = - \sum_{i=j+1}^p A_i \quad (9)$$

Para que o modelo $VAR(p-1)$ dado por (9) seja também um modelo de correção de erros do tipo dado pela equação (7), é necessário que $\Pi = \alpha\beta'$. Isto só acontece se a matriz Π tem posto (r) reduzido, $0 < r < n$. Sendo assim, há co-integração e o número de vetores de co-integração é dado por r .

Os métodos de Johansen para testar a existência ou não de co-integração entre as variáveis do vetor x_t requerem a estimação da matriz Π de maneira irrestrita para então verificar se as restrições de posto reduzido impostas sobre Π podem ser ou não rejeitadas.

Há dois testes de co-integração, que se baseiam na metodologia de Johansen: o teste do traço e o teste do máximo autovalor. Estes testes podem ser conduzidos usando-se as seguintes estatísticas:

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (10)$$

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (11)$$

onde $\hat{\lambda}_i$, sendo $i = 1, 2, \dots, p$, são os autovalores associados à matriz P . O número de autovalores diferente de zero é igual ao número de vetores de co-integração.

Para o teste do traço, a hipótese nula é que existem no máximo r vetores de co-integração distintos. Para o teste do máximo, a hipótese nula é que existem r vetores de co-integração. Os valores críticos para este teste foram tabulados por Johansen (1990).

Se as variáveis não são estacionárias, mas integradas de mesma ordem $I(d)$ e co-integradas, então o VECM é o modelo apropriado para estimar a equação de curto prazo.

ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DAS EXPORTAÇÕES CATARINENSES

Para definição do posto de integração das séries, o teste de Phillips-Perron (1998) foi aplicado. O resultado do teste de raiz unitária pode ser analisado nas tabela 2, tanto para a série em nível como para a série em primeira diferença. Assumiu-se para os testes a presença de uma constante e de tendência linear.

Como se pode verificar o teste de Phillips-Perron, para todas as séries em nível a hipótese nula da presença de raiz unitária não pôde ser rejeitada, indicando a não estacionariedade das séries.

Tabela 2 – Teste de Raiz Unitária para as séries em nível e primeira diferença

Variáveis	Estatística (PP)	Prob
LExport	-2,537	0,3097
LCambio	-1,590	0,7789
LRmundial	-0,860	0,9506
DLExport	-5,268	0,0006
DLCambio	-4,614	0,0035
DLRmundial	-3,266	0,0869

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: A letra D significa a primeira diferença das séries

Em contrapartida, pode-se afirmar que para todas as séries em primeira diferença, os resultados obtidos no teste permitem assegurar a estacionariedade das séries ao nível de significância de 10%.

A tabela 3 indica o número ótimo de defasagens do modelo VAR definido de acordo com os critérios de escolha do modelo. Observa-se o uso de duas e três defasagens para os critérios de BIC e AIC respectivamente. Testou-se o modelo VAR com duas e três defasagens, os resultados apontam que o modelo com três defasagens apresentam resultados mais significativo se comparado com o modelo com duas defasagens. Verificou-se concomitantemente o comportamento dos termos de erro estocástico, sabe-se que estes devem ter um comportamento *white noise*.

Tabela 3: Definição do Número de Defasagens para o VAR

Defasagens	AIC	BIC
0	-3.407990	-3.277375
1	-11.13795	-10.61549
2	-11.85052	-10.93621*
3	-11.87269*	-10.56654
4	-11.82686	-10.12887

Fonte: Dados da Pesquisa

Após a verificação do posto de integração de todas as variáveis como sendo I(1), ou seja, séries não estacionárias com primeiras diferenças estacionárias e a escolha das defasagens para o modelo VAR, realizou-se o teste de co-integração proposto por Johansen (1988).

Os resultados do método proposto por Johansen (1988) encontram-se na tabela 4 e 5. Encontrou-se um vetor de co-integração. Os testes de máximo autovalor (λ_{\max}) e o teste de traço (λ_{trace}) apresentaram valores significativos a 5% a partir da hipótese nula de que não há vetor co-integrado ($r \leq 0$) contra a hipótese alternativa de que há um vetor de co-integração ($r = 1$). Observa-se, portanto a rejeição da hipótese nula de nenhum vetor de co-integração, confirmados pela estatística traço e de máximo, evidenciando a presença de um vetor de co-integração. Demonstrando que as séries são co-integradas, ou seja, apresentam uma sincronia dos dados no longo prazo.

Tabela 4: Resultado do teste do Traço

Hipótese nula	λ_{trace}	λ_{trace} (crítico) a 95%
$r = 0$	38.31897	35.19275
$r \leq 1$	14.72421	20.26184
$r \leq 2$	4.147414	9.164546

Fonte: Dados da Pesquisa

Na estatística do traço observa-se que a hipótese nula de nenhum vetor de co-integração ($r = 0$) contra a hipótese alternativa de uma vetor do co-integração ($r \geq 1$) é rejeitada. Por outro lado, a hipótese nula ($r \leq 1$) contra a hipótese alternativa ($r \geq 2$) de dois vetores de co-integração e a hipótese nula ($r \leq 2$) contra a hipótese alternativa ($r \geq 3$) de três vetores de co-integração não pode ser rejeitada. Os resultados correspondentes ao teste do

traço sugerem que existe pelo menos uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Tabela 5: Resultado do Teste de máximo Autovalor

Hipótese nula	λ_{\max}	λ_{\max} (crítico) a 95%
$r = 0$	23.59476	22.29962
$r \leq 1$	10.57680	15.89210
$r \leq 2$	4.147414	9.164546

Fonte: Dados da Pesquisa

Observa-se o mesmo resultado encontrado para a estatística de máximo autovalor, a hipótese nula ($r = 0$) de não co-integração é rejeitada em favor da hipótese alternativa ($r = 1$). As hipóteses nula de ($r \leq 1$) e ($r \leq 2$) não pode ser rejeitada em favor da hipótese alternativa ($r = 2$) e ($r = 3$). Ou seja, o teste de máximo autovalor indica um vetor de co-integração, corroborando com o resultado encontrado no teste do traço.

Depois de estabelecida a relação de co-integração, o modelo de correção de erros (VECM) pode ser estimado para determinar o comportamento dinâmico das exportações catarinenses. O modelo encontrado que melhor se ajusta aos dados foi reportado na tabela 6.

Tabela 6: Estimativa de Longo Prazo dos Vetores de Co-integração.

LExport	LRmundial	LCambio	Constante
1.000000	-2.023486	-0.123286	5.936002
	(0.25602)	(0.15854)	(2.43634)

Fonte: Dados da Pesquisa

A relação de longo prazo correspondente ao autovetor, normalizado para exportações catarinenses, comprova a importância do comércio mundial e da taxa de câmbio como variáveis relevantes para explicar as oscilações da variável dependente. A elasticidade renda mundial indicou uma alta sensibilidade da variável dependente – exportações catarinenses, ou seja, se a renda mundial aumentar em 1%, obtém-se em média um aumento de 2,02% nas exportações. A elasticidade câmbio estimada indica que, mantida a variável renda mundial *ceteris paribus*, o aumento de 1% no câmbio, induz um aumento nas exportações catarinenses, corroborando com a condição de Marshall-Lerner. Observa-se que o coeficiente do valor das exportações em relação ao câmbio é inelástico no longo prazo.

Tabela 7: Estimativa de Curto Prazo dos Vetores de Co-integração

DLExport	DLRmundial	DLCambio
-0.207003	-0.019040	-0.157498
(0.10684)	(0.00705)	(0.10439)

Fonte: Dados da Pesquisa

Os valores dos coeficientes, de curto prazo, mostram as velocidades de ajustamento das respectivas variáveis em direção ao equilíbrio de longo prazo. Portanto, um coeficiente pequeno mostra que a velocidade de ajustamento é baixa, ou seja, a correção no curto prazo se dá de maneira lenta para o equilíbrio co-integrante. Os coeficientes em análise possuem uma baixa velocidade de ajustamento em direção ao equilíbrio de longo prazo, ou seja, caso ocorra um desequilíbrio a correção do mesmo efetuar-se-á de forma lenta rumo ao equilíbrio co-integrante.

Como o teste de co-integração de Johansen detectou a presença de um vetor de co-integração num sistema envolvendo três variáveis, então, ao invés de usar o modelo Auto-regressivo Vetorial (VAR), deve-se utilizar o modelo (VECM). Os valores obtidos podem ser visualizados no tabela 8.

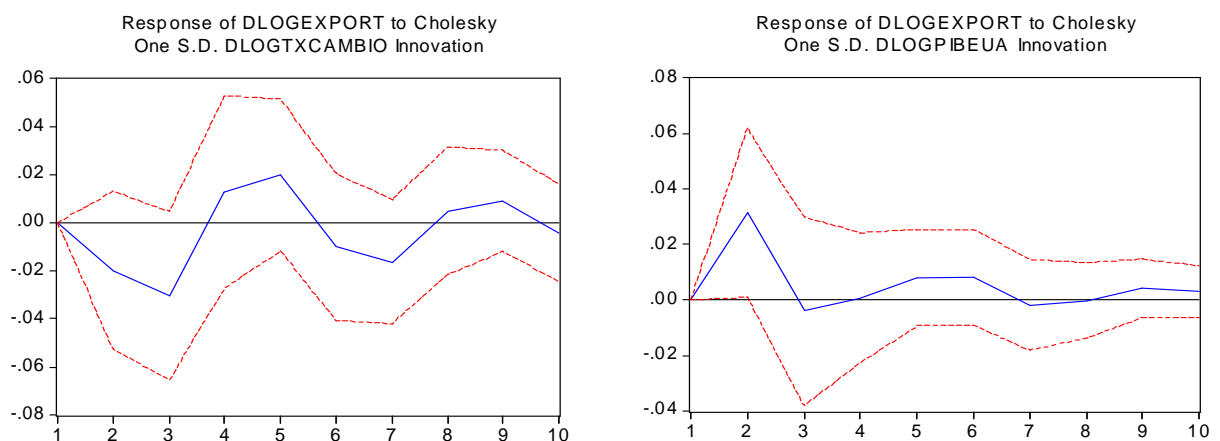
Tabela 8: Resultado da estimativa do VECM.

Variável	Defasagem	Coefficiente	Erro Padrão
D(Lexpor)	1	-0.249342	(0.12596)
D(Lexpor)	2	-0.624022	(0.18754)
D(Lexpor)	3	-0.251781	(0.11630)
D(Lrmundial)	1	3.697795	(1.42109)
D(Lrmundial)	2	-1.216313	(3.71914)
D(Lrmundial)	3	0.723428	(3.43768)
D(Lcambio)	1	-0.248923	(0.11654)
D(Lcambio)	2	-0.317507	(0.15273)
D(Lcambio)	3	0.016930	(0.28797)
Constante	-	0.022560	(0.06278)

Fonte: Dados da Pesquisa

Feita estimação do modelo VAR com correção de erros analisam-se as funções de impulso-resposta, a fim de verificar principalmente o impacto dos choques da taxa de câmbio e da renda mundial sobre as exportações catarinenses. A Figura 1 mostra as respostas do valor das exportações a choques, em um desvio padrão, na taxa de câmbio e renda mundial. Portanto, o primeiro resultado que se pode observar é que um choque na taxa de câmbio resulta nos três primeiros trimestres um efeito negativo sobre o valor das exportações catarinenses fato que corrobora em parte com a dinâmica da curva “J”. A partir do quarto trimestre o efeito torna-se positivo. Já a resposta do valor das exportações a um choque na renda mundial tem efeito positivo nos três primeiros trimestres, sendo que a partir de então a taxa de crescimento apresenta uma trajetória oscilante, porém com média acumulada positiva.

Figura 1: Funções de respostas a impulsos



Fonte: Dados da Pesquisa

A análise de decomposição de variância fornece uma metodologia distinta para se analisar a dinâmica do sistema VAR no tempo, obtendo informações sobre a importância relativa de choques aleatórios em cada uma das variáveis do modelo sobre as demais variáveis. A técnica de decomposição da variância consiste em explicitar a participação de cada variável do modelo na variância dos resíduos das demais variáveis incluídas no VAR.

A Tabela 9 mostra a análise de decomposição de variância da série das exportações catarinenses, as estimativas dos desvios-padrão dos erros e a proporção desses erros atribuída a cada variável do modelo.

Tabela 9: Análise da Decomposição da Variância das Exportações Catarinenses.

Período	LExport	LRmundial	LCambio
1	100.0000	0.000000	0.000000
2	95.56951	1.271340	3.159145
3	80.77093	13.66433	5.564747
4	79.40658	13.86302	6.730406
5	81.89698	11.81399	6.289024
6	82.14522	10.64845	7.206325
7	80.17198	11.30603	8.521993
8	80.13904	11.15203	8.708926
9	77.14390	14.61925	8.236849
10	74.06806	18.10152	7.830414

Fonte: Dados da Pesquisa

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 9, é possível verificar que no período em análise, a renda mundial teve um impacto superior a taxa de câmbio sobre o valor das exportações catarinenses, pois, individualmente, a variável renda mundial explica aproximadamente 18,10% da variância do erro de previsão das exportações catarinenses, enquanto, a variável taxa de câmbio é responsável por cerca de 7,83% dessa variância, considerando o último trimestre em análise.

CONCLUSÃO

As estimações desenvolvidas partiram da ideia da existência de co-integração das variáveis em análise e, conseqüentemente, das relações estáveis entre as variáveis. O principal objetivo foi estimar uma equação de exportação catarinense com dados trimestrais para o período de 1999 a 2009, a fim de prever *ex-ante* o comportamento desta variável para utilizar na previsão e na análise de políticas econômicas.

O enfoque teórico procurou enfatizar os trabalhos empíricos da literatura pertinente ao tema. Na abordagem empírica foram executados testes estatísticos nas séries e estimada a equação de exportação catarinense. Primeiramente foi feito o teste de raiz unitária, indicando a estacionariedade das séries em primeira diferença. Posteriormente definiu-se o número de defasagens e estimou-se o VAR. Após, encontrou-se a equação de longo prazo e através da metodologia proposta por Johansen verificou-se a existência de vetores de co-integração. A relação de curto prazo foi obtida através do mecanismo de correção de erros. Por fim, analisou-se a função impulso resposta e a decomposição de variância.

Os resultados obtidos estão de acordo com os objetivos traçados. A maior contribuição do estudo foi estimar as elasticidades renda e câmbio sobre as exportações catarinenses. Constatou-se que o coeficiente encontrado para a variável dependente em relação à taxa de câmbio é inelástico no longo prazo. Ao contrário, a renda mundial revela-se importante na determinação das exportações, o coeficiente estimado mostra-se elástico no longo prazo. No curto prazo, a velocidade de ajustamento das variáveis do modelo em direção ao equilíbrio cointegrante ocorre lentamente, isto significa que existe uma pequena defasagem temporal até que o equilíbrio de longo prazo seja restabelecido. As funções impulso-resposta indicam que os efeitos contemporâneos de choques renda mundial e na taxa de câmbio estão de acordo com o que sugere a teoria econômica. A decomposição da variância das exportações catarinenses reforça análise impulso-resposta ao sugerir que a renda mundial e a taxa de câmbio são as variáveis expressivas na explicação da variável dependente.

Sugere-se para pesquisas futuras a inclusão de outras variáveis no modelo, a fim de prever com maior acuidade as oscilações das exportações catarinenses. Também pode-se comparar o poder de previsão da modelagem VAR com os modelos univariados.

BIBLIOGRAFIA

ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. **Oferta de exportação de açúcar do Brasil**. Revista de Economia e Sociologia Rural, vol. 42, nº1. Jan/Março, Brasília, 2004.

BARROS, G.S. C.; BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**. IPEA, Brasília, 2002.

BORIN, E.C.P. **De Marshall aos Arranjos Produtivos Locais**. Revista Polêmica. v.1, p.10-14, 2006.

BRAGA, H. C.; MARKWALD, R. A. **Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo**. IPEA, Rio de Janeiro, 1983.

CARVALHO, A.; DE NEGRI, J. A. **Estimação de equações de importações e exportações de produtos agropecuários para o Brasil 1977/1998**. IPEA, Brasília, 2000.

CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. **Estimação de Equações de Exportação e Importação para o Brasil - 1955/95**. IPEA, Rio de Janeiro, 1997.

CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, F. J. **As exportações brasileiras no período de 1977/96: Desempenho e determinantes**. IPEA, Rio de Janeiro, 1998.

DICKEY, D. A.; FULLER, Wayne A. **Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root**. Journal of the American Statistical Association, vol.74, no 366, 427-31, 1979.

DICKEY, D.A.; FULLER, W. A. **Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root**. Econometrica, vol.49, no 4, 1057-1073, 1981.

EISFELD, C. L.; BITTENCOURT, M. V. L.; ALMEIDA, A. N.; SOUZA, V.S. **Análise do Mercado externo da indústria papeleira no estado do Paraná através do modelo de vetores auto-regressivos (VAR)**. UFPR 2007.

ENDERS, W.(2004). **Applied Econometric Time Series**, 2nd. ed. New York: Wiley.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W. (1987). **Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing**. Econometrica, 55, 251-276.

Ferreira, L. R.; Silva, C. A. G.; Araujo, P. F. C. **A mudança do regime cambial e o seu impacto na balança comercial brasileira**. Revista de Economia e Agronegócio. 4(2): 123-145, abril / junho, 2006.

GRANGER, C.W.; NEWBOLD, P. **Spurious Regressions in Econometrics**. Journal of Econometrics 2, 111-20, 1974.

HILL, R.C.; GRIFFITS, W.; JUDGE, G. **Econometria**. Tradução: Alfredo Alves de Faria. 2 ed. São Paulo: Saraiva, 2003. 471 p.

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

JOHANSEN, S. **Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models**. Econometrica, v.59, n. 6, p.1551-1580, 1991.

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

LINS, H. N. **Santa Catarina e a Crise Mundial Contemporânea**. Atualidade Econômicas. Ano 20 n° 54, UFSC, 2009.

MILLS, T.C. **Time series techniques for economists**. Cambridge University Press, Cambridge, 1990.

PAIXÃO, M.; FONSECA, M.; MAIA, S. **Previsão de produção do etanol brasileiro para exportação: uma aplicação de vetores auto-regressivos (VAR)**. Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER). João Pessoa, 2008.

PERROUX, F. **O conceito de Pólos de Crescimento**. In: J. SCHARTZMAN. Economia Regional: textos escolhidos. Belo Horizonte: Cedeplar, 1977.

PHILLIPS, P. C. B.; XIAO, Z. **A Primer on Unit Root Testing**. New Haven: Cowles Foundation Paper, n. 972, 1999. 48 p.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. **Testing for a Unit Root in Time Series Regression**. Biometrika, vol. 75, n.o 2, 335-346, 1998.

RIBEIRO, L. S. L. **Dois ensaios sobre a balança comercial brasileira: 1999/2005**. 148 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2006.

SAPIENZA, L.D. **Análise do desempenho da balança comercial brasileira – Estimções das elasticidades das funções da oferta de exportação e da demanda de importação (1980/2006)**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2007.