

MODELO DE CRESCIMENTO BASEADO NAS EXPORTAÇÕES: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA CHILE, BRASIL E MÉXICO, EM UMA PERSPECTIVA NÃO LINEAR.

João Paulo Martin Faleiros¹
Denisard Cnéio de Oliveira Alves²

RESUMO

Esse trabalho faz uma avaliação não linear sobre modelo de crescimento orientado pelas exportações, por meio do MR-STVAR. O tratamento não linear aqui desenvolvido assumiu que a trajetória da taxa de crescimento do produto, ao longo do tempo, pode alternar entre quatro diferentes tipos de regimes. Cada um destes se caracteriza como uma combinação entre altas e baixas taxas de crescimento, tanto do produto, como das exportações. Por meio do teste de causalidade de Granger é possível verificar se a taxa de crescimento corrente das exportações aumenta a capacidade preditiva do crescimento do PIB. O modelo MR-STVAR foi aplicado para um conjunto de três países latino-americanos: Brasil, Chile e México.

ABSTRACT

The aim of this paper is to evaluate Export-Led Growth hypothesis through MR-STVAR. If its model is assumed, the pattern of growth alternates among four distinct regimes. Each of them is characterized by the combination of high and low rates of output and export growth. To verify if the value of export quarterly growth increases the forecasting capabilities of output quarterly growth, it is applied a Granger causality test. Hence, this approach contributes to the analysis of traditional literature that supposes a linear view of development. The traditional literature, in general, verify export-led growth hypothesis using a Granger causality test in a linear framework. The MR-STVAR was applied to three Latin American countries, Brazil, Chile and Mexico.

PALAVRAS-CHAVES: exportações, crescimento, causalidade de Granger, modelos não lineares.

CLASSIFICAÇÃO JEL: C32, C53, O11, O54

¹ Mestre em Economia pela Faculdade de Economia e Administração da USP e Economista do BNDES.

² Professor Titular da Faculdade de Economia e Administração da USP.

1 INTRODUÇÃO

O estudo do modelo de crescimento orientado pelas exportações ganhou muita ênfase nos últimos anos. Ampliar o conhecimento dos fatores econômicos que estão por trás desse mecanismo de crescimento, assim como, levantar evidências empíricas que atestam sua existência foi, basicamente, o intuito principal da literatura ligada a essa área de pesquisa.

Em síntese podemos destacar algumas das principais razões econômicas que explicam a origem de um crescimento sustentado pelas exportações. Por um lado, os economistas ligados ao lado da oferta, destacam que as exportações promovem melhorias no âmbito da produção. Balassa (1978) afirma que esse padrão de crescimento conduz a uma alocação de recursos de acordo com a vantagem comparativa, permite maior capacidade de utilização, exploração de economias de escala, melhora da tecnologia em resposta à competição externa e contribui para o aumento do nível de emprego. Para Bruton (1989) a chave do crescimento está na mudança tecnológica e aumento da produtividade, e nesse sentido, as exportações são relevantes. Em Grossman e Helpman (1991) as exportações podem ser um mecanismo importante de difusão de conhecimento, e com isso engendrar um aumento de produtividade. Marin (1992) argumenta que o crescimento das exportações possui influencia estimulante na economia via “*spillovers*” tecnológicos e outros tipos de externalidades. Estas últimas estão relacionadas à exposição ao mercado internacional, que levam a um aumento de eficiência e geram incentivos a inovações no âmbito produtivo. Além do que, o aumento da especialização permite a exploração de economia de escalas.

Outros economistas evidenciam fatores ligados ao lado da demanda, ou muitas vezes, conciliam as duas perspectivas, uma vez que as exportações também geram um maior dinamismo à produção interna e acumulação de capital, assim como, podem agir como uma fonte autônoma de geração de divisas. Jung e Marshall (1985) destacam que o aumento das exportações pode alavancar a demanda do produto de um país, além do que, permite importações intermediárias produtivas. Ressaltam ainda o aumento da eficiência, via contato com competidores externos, rápida condução de mudanças técnicas e exploração de economias de escala. Panayiotis e Dimitris (2005) indicaram quatro canais pelos quais as exportações influenciam o produto: via multiplicador do comércio internacional; especialização dos produtos para exportação, tal que haja uma alocação do setor doméstico menos eficiente para o mais eficiente; aumento de divisas para importação de bens de capital; e aumento substancial de economias de escala e aceleração da taxa de acumulação de capital e mudança técnica. Felipe e Lim (2005) salientam que a estratégia de crescimento baseado nas exportações contribui para introdução de novas tecnologias tanto para o setor exportador como para o resto da economia, além de ser um canal de aprendizado e avanço tecnológico. Ressaltam ainda que o aumento das exportações é responsável por uma parcela maior no crescimento via estímulo da demanda, encorajamento da poupança e acumulação de capital.

Do ponto de vista empírico, o teste de causalidade de Granger, difundido em Granger (1969), foi o procedimento mais usual para verificar a relação temporal entre exportações e produto. O grande mérito dessa técnica está em investigar, por meio da estrutura do modelo VAR, se as exportações correntes, ao longo do tempo, contribuem para o aumento do desempenho preditivo do produto.

Jung e Marshall (1985) utilizaram esse método para séries de 37 países com no mínimo de 15 observações, no entanto, apenas 4 indicaram que as exportações Granger-causam o produto. Bahmani-Oskooee (1991) também utilizou o teste de causalidade de Granger para 20 países em desenvolvimento, utilizando dados anuais variando entre 24 e 37 anos. Verificou que somente a Coreia do Sul, Taiwan, Tailândia, Indonésia, Marrocos e República Dominicana apresentam evidência de crescimento baseado nas exportações³. Marin (1992) utiliza o teste baseado em um vetor de correção de erros, utilizando dados trimestrais para países desenvolvidos, como Estados Unidos, Reino Unido, Japão e Alemanha⁴. Nos quatro países, a hipótese de que as exportações não “Granger-causam” a produtividade foi rejeitada. O mesmo método foi utilizado por Henriques e Sadorsky (1996), com dados anuais, para o caso canadense, mas sem evidências de orientação do crescimento pelas exportações. Awokuse (2007), considerando

³ Neste caso, utilizou-se o critério FPE (Final Prediction Error) para escolha do número de lags.

⁴ São utilizadas 4 variáveis para verificar a hipótese de ELG: exportações, produtividade, termos de troca e produto mundial.

países do leste europeu, Bulgária, República Tcheca e Polônia, também com dados trimestrais a partir da década de 90, não trouxe evidências de orientação de crescimento pelas exportações para o último país. Algumas ressalvas sobre a aplicabilidade do teste de causalidade de Granger de ordem prática e teórica precisam ser destacadas. Em primeiro lugar, o teste de causalidade de Granger se restringe a verificar se as exportações correntes aumentam o poder de previsão do produto. Não é correto associar esse procedimento à idéia de causalidade entre as duas variáveis, apesar do termo comumente utilizado “Granger-causa” transparecer esse significado.

Em segundo lugar, mesmo que o teste seja largamente aplicado ao exame da hipótese de existência de um modelo de crescimento, é necessário fazer algumas ressalvas com essa interpretação. O teste não está apurando a existência de uma característica produtiva exclusiva, unicamente responsável pela formação do canal de transmissão das exportações sobre o produto. Portanto, se para um país escolhido é verificado que as exportações Granger-causam o produto, não é correto associar esse resultado a, por exemplo, evidências de aumento na eficiência produtiva no país ou mesmo ganhos de escala. É importante ainda salientar que, em nenhum momento, o teste se propõe a julgar modelos ou políticas de desenvolvimento, mas nada o impede de ser um dos referenciais empíricos que realçam a importância das exportações para explicar a trajetória de crescimento de uma nação. O que se pretende, portanto, é verificar uma relação temporal entre as duas variáveis, a tal ponto, que é possível associar o crescimento de um país ao resultado das exportações, em termos de preditivos.

Em último lugar, Giles e Williams (1999) destacam que os resultados dos trabalhos encontrados nessa literatura podem ser conflitantes. Ou seja, é possível para um mesmo país encontrar evidências favoráveis ou mesmo contrárias ao aumento do poder de previsão do produto através das exportações. E a origem desse conflito, em síntese, está relacionada ao número de variáveis adicionadas ao modelo, periodicidade da série, tipo de critério de informação para seleção do número de defasagens e utilização do modelo de correção de erros, dentre outros. Países como Coréia do Sul e México, por exemplo, em que se esperava refutar fortemente a hipótese de inexistência de orientação de crescimento pelas exportações, pelo contrário, em muitos trabalhos, tal hipótese é corroborada. O caso do Japão e Estados Unidos, mesmo que possuam um mercado interno mais dinâmico, espera-se também uma relação entre as duas variáveis e novamente a literatura sugere resultados conflitantes. Pode-se citar Marin (1992), utilizando dados trimestrais, traz indícios de orientação do crescimento pelas exportações para os Estados Unidos, enquanto que Ghartey (1993) traz apenas evidências de que o produto corrente aumenta o poder de previsão das exportações futuras, considerando o fato de que Marin utiliza modelo de correção de erros. Muitas críticas podem ser feitas aos métodos empíricos que tentam vislumbrar o sentido de causalidade entre exportações e produto. Dentre muitas, pode-se citar o pequeno número de observações em séries anuais, omissão de variáveis no modelo ou mesmo restringir o significado de ausência de cointegração entre as séries à ausência de causalidade⁵.

Mesmo que as críticas aos métodos sejam válidas e devam ser debatidos na literatura, um dos fatores que pode ser relevante para a explicação dos conflitos nas abordagens empíricas, até então pouco discutido, é supor que a relação entre produto e exportações seja intrinsecamente linear ao longo do tempo. Sob essa ótica, uma nação teria somente uma trajetória uniforme de crescimento baseada na dinâmica externa, via exportações.

Além do que, por trás da estrutura do teste de causalidade de Granger convencional, é assumido que esse tipo de orientação de crescimento é sempre ativo ao longo do tempo. E essa hipótese pode ser um tanto restritiva, uma vez que, grande parte dos países, além de possuir as exportações como um dos motores da economia, podem ser conduzidos, pelo mercado doméstico, a uma trajetória de crescimento. Nessa perspectiva, a melhor maneira de se tratar essa questão é uma abordagem que possibilite uma alternância entre um regime de crescimento baseado na dinâmica interna e um regime baseado nas exportações.

Felipe e Lim (2005) incorporam essa perspectiva de mudança de fases percorrendo sobre dois tipos de estratégias de crescimento, “*Export-Led Growth*” e “*Domestic Demand-Led Growth*”, relacionados aos países asiáticos. E uma das principais conclusões do exercício de decomposição do PIB, para verificar o

⁵ Muitos trabalhos empíricos em séries de tempo utilizam também do teste de cointegração para testar a hipótese de exportações causam crescimento. Ausência de cointegração pode significar ausência de relação de longo prazo entre as variáveis, mas os dados podem apresentar relação de causalidade de curto prazo.

impacto isolado dos componentes internos e das exportações sobre o crescimento, indica que não há conflito entre as duas estratégias. Países com crescimento bem sucedido possuem uma combinação das duas componentes da demanda ou uma articulação virtuosa entre ambos.

Conseqüentemente, evita-se incorrer em conclusões errôneas ao realizar o teste sob a hipótese nula de que exportações não “Granger-causam” o produto. A rejeição da hipótese nula, não implica necessariamente que as exportações são ativas na condução do crescimento, em todos os períodos. E a não rejeição, não implica ausência de relação temporal entre as variáveis, mas essa pode estar restrita apenas a alguns momentos.

A não linearidade é suposta se comportar de acordo com os modelos paramétricos STR (*Smooth Transition Regression*), pois justamente possibilita alternância de regimes, de acordo com um limiar estimado endogenamente e um coeficiente de transição entre as fases. Caso todos os testes, discutidos na seção seguinte, tragam indícios de uma dinâmica não linear, pode-se estimar um VAR com 4 diferentes tipos de regimes, assim denominado *Multiple Regime Smooth Transition VAR* ou MR-STVAR:

Regime 1: baixo crescimento endógeno do produto e das exportações.

Regime 2: alto crescimento endógeno do produto e baixo crescimento das exportações;

Regime 3: baixo crescimento endógeno do produto e alto crescimento das exportações;

Regime 4: alto crescimento endógeno do produto e alto crescimento das exportações;

Ao longo desse período de debate teórico e empírico na literatura sobre crescimento orientado pelas exportações, muitos países em desenvolvimento ganharam atenção especial. Em particular aqueles que passaram por processo de expressivo crescimento na segunda metade do século XX, como o Brasil, Chile e México (Michaely, 1977, Balassa, 1978; Jung e Marshall, 1985; Bahmani-Oskooee et al, 1991; Greenaway e Sapsford, 1994).

Mesmo que historicamente as políticas dos países da América Latina, em larga medida, tenham dado mais ênfase ao desenvolvimento no mercado doméstico, nos últimos anos, houve um forte incentivo à promoção das exportações, como alternativa ao baixo desempenho econômico das últimas décadas. Cabe ressaltar que o Chile, se diferencia nesse aspecto, uma vez que já vem baseando seu padrão de crescimento na promoção das exportações, antes mesmo das crises vivenciadas pelos países latino americanos nas décadas de 80 e 90. O México, por sua vez, além de possuir um amplo mercado doméstico, passou, recentemente, por fortes transformações estruturais após a criação do NAFTA. O Brasil também foi outro país bastante discutido na literatura. Apesar de um padrão de crescimento baseado preponderantemente no mercado doméstico amplo, é possível que haja períodos em que o crescimento é sustentado pela dinâmica externa, principalmente após a maior abertura comercial ocorrida na década de 90. Isso o torna um caso muito interessante de ser analisado, sob essa metodologia não linear.

E nesse sentido, esse artigo pretende trazer novas contribuições para a discussão do modelo de crescimento orientado pelas exportações, executando o teste de causalidade de Granger, para esses três países latino-americanos. Com uma diferença fundamental, o teste é realizado na estrutura não linear do modelo MR-STVAR.

O artigo é composto por mais quatro seções. A seção 2 apresenta o modelo MR-STVAR, a seção 3 discute a necessidade do uso do teste de detecção de *outlier*, a seção 4 debate os resultados empíricos obtidos e por fim na seção 5 conclui-se o trabalho.

2 MODELO MR-STVAR

O MR-STVAR possibilita descrever as séries da taxa de crescimento do produto e das exportações por meio da alternância entre quatro regimes distintos de crescimento. O modelo com p defasagens pode ser especificado como,

$$\begin{aligned} X_t = & \mu_1 + \sum_{j=1}^p \Phi_{1,j} X_{t-j} + \left(\mu_2 + \sum_{j=1}^p \Phi_{2,j} X_{t-j} \right) \times F(y_{t-d}, \gamma, c_1) \\ & + \left(\mu_3 + \sum_{j=1}^p \Phi_{3,j} X_{t-j} \right) \times G(x_{t-e}, \gamma, c_2) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

em que, $X_t = (y_t, x_t)'$, sendo y_t a taxa de crescimento do produto e x_t a taxa de crescimento real das exportações em dólares; μ_i , $i=1,2,3$ são vetores 2×1 de constantes; $\Phi_{i,j}$, $i=1,2,3$, $j=1, \dots, p$, são matrizes 2×2 dos coeficientes a serem estimados; $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})'$ é o vetor de ruídos brancos com média 0 e variância Σ . As funções $F(y_{t-d}, \gamma, c_1)$ e $G(x_{t-e}, \gamma, c_2)$ são contínuas e limitadas entre 0 e 1. Neste trabalho, considera-se que as duas funções são logísticas⁶, de acordo com Anderson e Teräsvirta (1992), Teräsvirta (1994), Dijk *et al* (2002) e Medeiros *et al* (2005), logo,

$$F(y_{t-d}, \gamma, c_1) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(y_{t-d} - c_1) / \hat{\sigma}_y)} \quad (2)$$

$$G(x_{t-d}, \gamma, c_2) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(x_{t-e} - c_2) / \hat{\sigma}_x)} \quad (3)$$

em que $\gamma > 0$ é o parâmetro de suavidade (*smooth parameter*); d e e são os parâmetros de atraso (*delay parameters*) das funções de transição, $\hat{\sigma}_y$ é o desvio padrão de y_{t-d} ; $\hat{\sigma}_x$ é o desvio padrão de x_{t-e} ; c_1 e c_2 são os respectivos limiares (*thresholds*) de cada função de transição e indicam o momento em que ocorre a mudança de regime. Dependendo dos valores de γ , o modelo, para cada equação, pode assumir a forma dos casos especiais TAR (*Threshold Autorregressive*) ou linear. Se $\gamma \rightarrow \infty$, sendo $y_{t-d} - c_L \leq 0$, então $F(y_{t-d}) = 0$; se $y_{t-d} - c_L > 0$, logo $F(y_{t-d}) = 1$, assemelhando-se a um TAR. No caso de $\gamma \rightarrow 0$, torna-se um modelo linear.

O MR-STVAR pode ser considerado uma extensão do modelo de Öcal e Osborn (2000) a modelos multivariados⁷, sendo que as variáveis de transição das duas funções logísticas são dadas por y_{t-d} e x_{t-e} . Com essa estrutura, o MR-STVAR assume 4 diferentes tipos de regimes nos extremos 0 e 1 das funções de transição. Para o caso da equação da taxa de crescimento do produto y_t no sistema, a mais relevante para este trabalho, redefine-se os regimes de crescimento, descritos na seção anterior, como:

Regime 1: $y_{t-d} \ll c_{11}$ e $x_{t-e} \ll c_{12}$

Regime 2: $y_{t-d} \gg c_{11}$ e $x_{t-e} \ll c_{12}$

Regime 3: $y_{t-d} \ll c_{11}$ e $x_{t-e} \gg c_{12}$

Regime 4: $y_{t-d} \gg c_{11}$ e $x_{t-e} \gg c_{12}$

Antes da estimação do MR-STVAR é necessário observar se de fato as duas séries podem ser descritas de acordo com essa estrutura paramétrica multivariada, para tanto, realiza-se um teste de linearidade. Após a estimação do modelo VAR, com uma função de transição, realiza-se um teste de especificação para múltiplos regimes. Ambos os testes são modificados para um sistema de defasagens com duas equações.

⁶ Optou-se por utilizar a função logística uma vez que possibilita alternância entre dois tipos distintos de crescimento, diferentemente da função exponencial que considera os altos e baixos valores da série como um único regime, ou seja, os desvios ao regime normal de crescimento representam apenas um regime.

⁷ O MR-STVAR é um caso especial multivariado do modelo de transição suave de coeficientes flexíveis discutido em Medeiros e Veiga (2000).

2.1 Teste de Linearidade

Duas razões são fundamentais para a execução do teste de linearidade. A primeira delas é saber se o modelo VAR pode ser tratado por meio de múltiplos regimes, ou seja, se de fato é coerente analisar sob este prima não linear, a relação entre a taxa de crescimento do produto e exportações. A segunda razão, esta no conhecimento apropriado do *delay parameter*.

O teste de linearidade é baseado na mesma estrutura geral adotada em Teräsvirta (1994), testando-se a hipótese nula $H_0 : \gamma = 0$ contra a hipótese alternativa $H_1 : \gamma > 0$. Como o coeficiente γ não é identificável, realiza-se uma expansão de Taylor de terceira ordem, em torno de $\gamma = 0$. Executa-se, inicialmente, o teste de linearidade para a especificação de $F(y_{t-d}, \gamma, c_1)$. Neste caso, o teste de razão de verossimilhança (LR) é mais apropriado para um sistema de 2 equações. Refutada a hipótese de linearidade, estima-se o modelo VAR com uma função de transição, por mínimos quadrados não lineares. Logo após, executa-se o teste LR para múltiplos regimes, com base no “*remaining nonlinearity test*” proposto em Eitrheim e Terasvirta (1996) e discutido em Dijk *et al.* (2002), modificado para a estrutura de sistema de equações do STVAR. O teste LR de linearidade e o teste LR para múltiplos regimes seguem um procedimento similar aos testes de razão de verossimilhança executados em Weise (1999). Os detalhes para as execuções dos dois testes serão discutidos a seguir:

- A. Estimar o modelo VAR linear e reportar os resíduos de cada uma das equações.
- B. Regredir os resíduos do passo anterior sobre a constante, X_{t-1}, \dots, X_{t-k} e computar a matriz de variância-covariância Σ_{11} .
- C. Regredir os resíduos do VAR linear sobre a constante, X_{t-1}, \dots, X_{t-k} , $X_{t-1}y_{t-d}, \dots, X_{t-k}y_{t-d}$, $X_{t-1}y_{t-d}^3, \dots, X_{t-k}y_{t-d}^3$ e computar a matriz de variância-covariância Σ_{12} .
- D. Calcular a estatística $LR_1 = (T - c) \{ \log(\Sigma_{11}) - \log(\Sigma_{12}) \}$ distribuída de acordo com uma χ^2 com graus de liberdade igual ao número de restrições do sistema, T é o número de observações usadas e c (correção de Sims para pequenas amostras) é igual ao número de parâmetros estimados em cada equação do sistema não restrito.
- E. Caso se refute a hipótese nula de linearidade, a pelo menos, 10% de significância, estima-se as duas equações por mínimos quadrados não linear, separadamente. Como em Terasvirta (1994), o valor do *delay parameter* d escolhido é igual àquele que minimiza o p-valor do teste de linearidade, ou seja, escolhe-se \hat{d} tal que $p_T(\hat{d}) = \min_{1 \leq d \leq D} p_T(d)$ ⁸.

O modelo STVAR, com apenas uma função de transição, pode ser definido como,

$$X_t = H(X_t; \Psi) + \varepsilon_t = H(X_t; \Phi_1, \Phi_2, \gamma, c_1) + \varepsilon_t \quad (4)$$

em que, $H(X_t; \Psi) = \mu_1 + \sum_{j=1}^p \Phi_{1,j} X_{t-j} + \left(\mu_2 + \sum_{j=1}^p \Phi_{2,j} X_{t-j} \right) \times F(y_{t-d}, \gamma, c_1) + \varepsilon_t$. Para a realização do teste

LR com múltiplos equilíbrios, deve-se proceder conforme os quatro estágios restantes:

- F. Regredir cada resíduo do modelo VAR com apenas uma função de transição sobre $\nabla \hat{H}(y_t; \theta_1) = \partial \hat{H}(y_t; \hat{\theta}_1) / \partial \theta_1$ ⁹, onde $\theta_1 = (\Phi_1, \Phi_2, \gamma, c_1)'$, para assim obter a matriz de variância-covariância do modelo restrito Σ_{21} .

⁸ ver detalhes em Terasvirta 1994, p. 211

⁹ Para maiores detalhes sobre a derivada parcial com relação aos coeficientes estimados do STVAR com uma função de transição, consultar Anexo A.

- G. Regredir cada resíduo do modelo VAR, com apenas uma função de transição, sobre $\nabla \hat{H}(y_t; \theta_1) = \partial \hat{H}(y_t; \hat{\theta}_1) / \partial \theta_1$, onde $\theta_1 = (\Phi_1, \Phi_2, \gamma, c_1)'$ e sobre a expansão de Taylor de terceira ordem da função $G(x_{t-e}, \gamma, c_2)$, em torno de $\gamma = 0$, $X_{t-1}x_{t-e}, \dots, X_{t-k}x_{t-e}, X_{t-1}x_{t-d}^3, \dots, X_{t-k}x_{t-d}^3$, obtendo, assim, a matriz de variância-covariância do modelo não restrito Σ_{22} .
- H. Calcular a estatística $LR_2 = (T - c)\{\log(\Sigma_{21}) - \log(\Sigma_{22})\}$ distribuída de acordo com uma χ^2 com graus de liberdade igual ao número de restrições do sistema, T é o número de observações usadas e c (correção de Sims para pequenas amostras) é igual ao número de parâmetros estimados em cada equação do sistema não restrito.
- I. Se a hipótese nula é refutada, então as duas equações do MR-STVAR com as duas funções de transição podem ser estimadas por mínimos quadrados não linear.

2.2 Causalidade de Granger e o Modelo MR-STVAR

A literatura sobre o teste de causalidade de Granger não linear ganhou destaque nos últimos anos. Trabalhos como Bell *et al* (1996), Péguin-Feissolle e Teräsvirta (1999) e Baghli (2006) discutem e propõem um approach não linear para o teste. Empiricamente, Hiemstra e Jones (1994) e Hiemstra e Kramer (1997) aplicam o teste para área de finanças; Baek e Brock (1992), assim como Rothman *et al* (2001), para relação entre moeda e produto e recentemente Li (2006) verifica a relação entre desemprego e as variáveis investimento, PIB e taxa de juros reais. Esses dois últimos artigos, da mesma maneira Skalin e Teräsvirta (1999), especificam o teste com a estrutura dos modelos paramétricos STR.

O teste de causalidade de Granger possibilita investigar a relação temporal entre duas séries (Granger, 1969). Diz-se que uma série $\{y_t\}$ é “Granger-causada” por $\{x_t\}$ se $\{x_t\}$ melhora o desempenho de previsão de $\{y_t\}$, ou existe uma relação sistemática entre valores correntes de $\{x_t\}$ e os valores futuros de $\{y_t\}$ ¹⁰. Em geral o teste é executado com base em uma estrutura linear, descrita em 5, testando-se $H_0 : \phi_{11} = \dots = \phi_{1q} = 0$. Rejeitando-se a hipótese nula temos que $\{x_t\}$ “Granger-causa” $\{y_t\}$.

$$y_t = \mu_1 + \phi_{11}y_{t-1} + \dots + \phi_{1p}y_{t-p} + \phi_{11}x_{t-1} + \dots + \phi_{1q}x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Por sua vez, se a dinâmica de $\{y_t\}$ e $\{x_t\}$ pode ser descrita pelo modelo MR-STVAR, testa-se a hipótese nula que os coeficientes da série $\{x_t\}$ em (1) seja igual a zero. Verifica-se, portanto, a hipótese nula de que $\{x_t\}$ melhora o desempenho de previsão de $\{y_t\}$, nessa estrutura com quatro regimes. Vale ressaltar, como em Rothman *et al* (2001), que ao se utilizar a família dos modelos STR, é conveniente distinguir entre as duas origens da causalidade de Granger entre exportações e produto. A primeira se relaciona ao fato da taxa de crescimento das exportações ser uma das variáveis de transição que governa a mudança de regime, ou seja, o teste LR para múltiplos regimes evidencia essa situação. E a segunda origem, esta ligada as variáveis defasadas da taxa de crescimento das exportações entrarem como regressores na equação do produto. A equação de y_t , em (1), pode ser descrita como,

$$\begin{aligned} y_t = & \mu_{11} + \phi_{11,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{11,k}y_{t-k} + \phi_{11,1}x_{t-1} + \dots + \phi_{11,k}x_{t-k} \\ & + (\mu_{21} + \phi_{21,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{21,k}y_{t-k} + \phi_{21,1}x_{t-1} + \dots + \phi_{21,k}x_{t-k}) \times F(y_{t-d}, \gamma, c_{11}) \\ & + (\mu_{31} + \phi_{31,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{31,k}y_{t-k} + \phi_{31,1}x_{t-1} + \dots + \phi_{31,k}x_{t-k}) \times G(x_{t-e}, \gamma, c_{12}) + \varepsilon_1 \end{aligned} \quad (6)$$

A hipótese nula de que $\{y_t\}$ não é “Granger-causada” por $\{x_t\}$ é dada, respectivamente, por,

¹⁰ Isso não significa que o teste dê indícios de que x_t é exógeno com relação a y_t . Exogeneidade esta ligada a relação contemporânea entre x_t e y_t .

$$H_0 : \varphi_{11,1} = \dots = \varphi_{11,k} = \varphi_{21,1} = \dots = \varphi_{21,k} = \varphi_{31,1} = \dots = \varphi_{31,k} = 0$$

Portanto, a hipótese nula enunciada é chave para caracterizar a dinâmica de crescimento de um país específico, em termos da relação entre produto e exportações. Em outras palavras, a hipótese nula indicará se há uma relação temporal entre produto e exportações, ou seja, um mecanismo de crescimento orientado pelas exportações, no sentido proposto por Granger (1969).

3 TESTE DE DETECÇÃO DE OUTLIER

Antes da estimação do modelo MR-STVAR por mínimos quadrados não lineares é importante avaliar se a série apresenta ou não *outliers*. Existem duas razões preponderantes para necessidade dessa avaliação.

A primeira delas é discutida em Dijk *et al.* (1999a). Os autores apontam que se uma série é linear e contaminada com *outliers*, os testes podem apresentar viés em favor da rejeição de linearidade, podendo levar a conclusões errôneas sobre a existência de uma estrutura não linear. Desse modo, alertam para necessidade de estratégias na modelagem que são capazes de distinguir entre não linearidade e *outliers*.

A segunda razão se fundamenta no fato de que a presença de fortes distúrbios pode fazer com que a função de transição capte apenas alguns poucos *outliers*. Observa-se essa situação quando o limiar estimado é próximo aos valores extremos da série. Neste caso, não há número suficiente de observações, em pelo menos um dos regimes, tornado muito difícil o ajustamento do modelo aos dados.

Um meio para captar os efeitos dos *outliers*, sugerido por Öcal e Osborn (2000) é a adição de *dummies* ao modelo. Esse método segue a linha da abordagem tradicional de análise de intervenção como em Box e Tiao (1975).

Para que a função de transição $F(y_{t-d})$ não capture apenas um número pequeno de *outliers*, Öcal e Osborn (2000) sugerem que se incluam variáveis *dummies* para as observações aberrantes da série. Ainda ressaltam que se o modelo STAR capturar apenas *outliers*, este, deve ser descartado. No entanto, assim como Arango e Melo (2006), os autores não apresentam qualquer critério de detecção de *outlier* endógeno. Isso, por sua vez, pode acarretar uma remoção desnecessária de *outliers* e enfraquecer a estrutura não linear.

Para evitar que essa situação ocorra, este trabalho realiza o teste de detecção de *outlier* proposto por Tsay (1986), aplicado em Balk e Fomby (1994), modificado para a estrutura do modelo VAR linear, aqui estimado.

3.1 Teste de detecção de Outlier modificado para as equações do modelo VAR

Em geral, a literatura define dois tipos de *outliers*: a) AO - *additive outlier* e b) IO - *innovative outlier*. O AO é um efeito isolado na série, pois somente a observação no instante t é afetada. Na presença de IO, um choque ocasionado no período t influenciará os períodos subsequentes $y_{t+1}, y_{t+2}, \dots, y_{t+n}$ o que o torna, portanto, parte da dinâmica da série. Caso não haja atenção para as conseqüências do AO, é possível estar-se incorrendo no erro de se rejeitar a hipótese de linearidade indevidamente.

Tsay (1986) considera o modelo (AO) como sendo um “*gross error model*”, pois somente o nível da observação t é afetada; o modelo (IO), por sua vez, representa um distúrbio em a_t no ponto T, que influencia o processo de Y_t nos períodos futuros.

A base dessa estratégia de detecção se encontra na distinção entre *Additive Outlier* (AO) e *Innovative Outlier* (IO). Para tanto, capta-se os efeitos dos distúrbios e choques nas séries econômicas por meio de um teste de detecção de *outlier* apresentado em Tsay (1986, 1988) e discutido em Balke e Fomby (1994). No entanto, o teste é realizado levando-se em conta a estrutura univariada dos modelos ARMA. Para sua aplicabilidade nos modelos VAR há necessidade de certas modificações que são discutidas a seguir.

O teste de detecção proposto é executado isoladamente para cada uma das equações do modelo VAR, que podem ser escritas como,

$$\phi(L)Z_t = a_t + \theta(L)Y_t \quad (7)$$

em que, $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$, $\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \dots + \theta_p L^p$ e $\{a_t\}$ é um ruído branco com média zero e variância constante. Os modelos para os *outliers* IO e AO são descrito, respectivamente, como,

$$X_t = Z_t + \phi(L)^{-1} \omega I_t^{(T)} \quad (8)$$

$$X_t = Z_t + \omega I_t^{(T)} \quad (9)$$

em que X_t é a série observada, Z_t é a série não observada livre de *outlier*, ω é a magnitude do *outlier* e $I_t^{(T)} = 1$ se $t = T$ e $t = 0$, caso contrário, é o indicador da ocorrência de *outlier*. Para o processo de detecção considere $e_t = \phi(L)X_t - \theta(L)Y_t$, em que e_t é o resíduo observado, (8) e (9) podem ser reescritos, respectivamente, como,

$$e_t = a_t + \omega I_t^{(T)} \quad (10)$$

$$e_t = a_t + \omega \phi(L) I_t^{(T)} \quad (11)$$

uma vez que, (10) é obtido,

$$e_t = \phi(L)X_t - \theta(L)Y_t$$

$$e_t = \phi(L) \left[\phi(L)^{-1} a_t + \phi(L)^{-1} \theta(L)Y_t + \phi(L)^{-1} \omega I_t^{(T)} \right] - \theta(L)Y_t$$

$$e_t = a_t + \omega I_t^{(T)}$$

e a expressão (11) é obtida,

$$e_t = \phi(L)X_t - \theta(L)Y_t$$

$$e_t = \phi(L) \left[\phi(L)^{-1} a_t + \phi(L)^{-1} \theta(L)Y_t + \omega I_t^{(T)} \right] - \theta(L)Y_t$$

$$e_t = a_t + \omega \phi(L) I_t^{(T)}$$

É possível observar que os termos da variável Y não modificam a expressão para o cálculo por OLS da magnitude dos *outliers*. Portanto, o procedimento é basicamente idêntico ao proposto por Tsay (1986), lembrando apenas que o resíduo observado é modificado, tendo em vista a estrutura de defasagens do VAR. Os valores críticos que Tsay sugere, para as estatísticas λ_{AO} e λ_{IO} são 3.0, 3.5 ou 4.0. Pode ocorrer o caso em que tanto λ_{AO} e λ_{IO} quanto ultrapassem o valor crítico, dessa forma, irá se definir o tipo de *outlier* por aquele que apresentar maior valor. O teste é executado, consecutivamente, até não haver mais evidência de observações aberrantes.

4 AVALIAÇÃO DOS RESULTADOS DO MODELO MR-STVAR

4.1 Dados

Para este trabalho foram obtidas séries do PIB e exportações, com periodicidade trimestral, para o Brasil, Chile e México. Os dados foram coletadas do banco de dados *Main Indicators* da OECD, *International Financial Statistics* do IMF e Contas Nacionais do IPEADATA. Os quadros 1 e 2 fornecem as

características das séries selecionadas¹¹. Foram aplicadas a transformação logarítmica e a primeira diferença, com vistas a obter as taxas de crescimento.

Quadro 1: Séries PIB

PAÍS	FONTE	CARACTERÍSTICAS	PERÍODO
México	OECD	Número Índice (2000=100) - com Ajuste Sazonal	1980:I a 2006:III
Chile	IMF	Número Índice (2000=100) - sem Ajuste Sazonal	1980:I a 2006:III
Brasil	IPEADATA	Número Índice (1990=100) - com Ajuste Sazonal	1975:I a 2006:III

Quadro 2: Séries Exportações

PAÍS	FONTE	CARACTERÍSTICAS	PERÍODO
México	OECD	Exports in Goods (Value): In billions of US Dollars, S.A.	1980:I a 2006:III
Chile	IMF	Exports (F.O.B): Million of US Dollars	1980:I a 2006:III
Brasil	OECD	Exports in Goods (Value): In Billions of US Dollars, S.A.	1975:I a 2006:III

Nota: Foi utilizado o IPC dos Estados Unidos para deflacionar todas as séries em US\$ Dólar.

4.2 Teste de Detecção de Outlier

O modelo VAR com constante foi estimado por mínimos quadrados ordinários e o número de defasagens p foi definido com base no critério de informação AIC. O teste de detecção de *outlier* foi executado para todos os países. É importante que o teste seja realizado para as duas equações do sistema, uma vez que os testes de linearidade LR utilizam a matriz de variância-covariância dos resíduos de cada modelo, além do que, a eliminação de um possível *outlier* pode alterar a indicação do AIC sobre o número de defasagens do VAR. O quadro 3 apresenta a relação de *outliers* identificados pelo teste proposto na seção 4.1. O valor crítico utilizado neste trabalho foi igual a $C = 4,0$. Apresentaram evidências de *outliers* somente as séries do PIB e exportações do México. O modo como as séries são tratadas, caso haja detecção de possíveis *outliers*, segue o mesmo procedimento adotado em Franses *et al.* (2000), modificado apenas para o caso de AO. Para eliminar os efeitos dos *Innovative Outliers* no instante T , adiciona-se uma *dummie* como variável exógena no modelo VAR, tal que,

$$dum_{t,T} = \begin{cases} 1 & \text{set} = T \\ 0 & \text{set} \neq T \end{cases}$$

Em relação à eliminação dos *Additive Outlier*, modifica-se diretamente a série, mas, ao invés de substituir o AO pela média da observação anterior e posterior, foi utilizado o procedimento adotado por Tsay (1986). Sendo $\omega_{A,T}$ a magnitude do AO no instante T , temos que,

$$\tilde{X}_t = \begin{cases} X_t & , \text{para } t \neq T \\ X_T - \omega_{A,T} & , \text{para } t = T \end{cases}$$

Os testes de linearidade, apresentados na seção seguinte, são executados levando em consideração as transformações nas séries acima sugeridas.

¹¹ O FMI, em geral, disponibiliza as séries com ajustamento sazonal. No caso do Chile, o PIB foi disponibilizado sem ajustamento, e neste caso utilizou-se o método Cesus X12 multiplicativo fornecido pelo software E-views 5. Todas as séries sofreram transformação logarítmica.

Quadro 3: Teste de Detecção de Outlier

	Brasil ($p = 3$)	Chile ($p = 3$)	México ($p = 3$)
y_t :	-	-	$\lambda_{1995:1}^{IO} = -4.04$
	-	-	$\lambda_{1995:2}^{AO} = -4.30$
x_t :	-	-	$\lambda_{1986:1}^{AO} = -3.96$

4.3 Teste de Linearidade

Após o teste de detecção de *outliers*, o VAR para o México foi novamente estimado incluindo as modificações necessárias à série. A partir daí, o teste de linearidade foi realizado, utilizando a taxa real de crescimento do produto y_{t-d} como variável de transição, sendo que $d = 1, \dots, d_{\max}$ possui $d_{\max} = 8$. A tabela 1 fornece os p-valores do teste de Razão de Verossimilhança para Linearidade. É possível verificar que a hipótese nula de linearidade é rejeitada, a pelo menos 1% de significância. Portanto, os parâmetros da função transição $F(y_{t-d}, \gamma, c_1)$ podem ser estimados por mínimos quadrados não lineares para cada uma das equações do sistema, isoladamente.

Tabela 1: Teste Razão de Verossimilhança (LR) para Linearidade (p-valores)

Países	Delay Parameter - d							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Brasil	0.00136	0.36989	0.01864	0.04116	0.14818	0.00212	0.30371	0.24015
Chile	0.00089	0.03395	0.13971	0.03438	0.02552	0.42571	0.16245	0.29069
México	0.00186	0.04364	0.00266	0.34933	0.13874	0.36200	0.00002	0.00230

Após a estimação do VAR com uma função de transição, são realizados os testes de Razão de Verossimilhança para múltiplos regimes. A tabela 2 apresenta os resultados dos p-valores, para cada país, com a taxa real de crescimento as exportações x_{t-e} , como variável de transição, sendo que $e = 1, \dots, e_{\max}$ possui $e_{\max} = 8$.

Tabela 2: Teste Razão de Verossimilhança (LR) para Múltiplos Regimes (p-valores)

Países	Delay Parameter - e							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Brasil	0.55559	0.08696	0.23954	0.18173	0.22251	0.57059	0.46969	0.56213
Chile	0.03228	0.37526	0.54172	0.64387	0.34264	0.51183	0.05756	0.27662
México	0.00449	0.00278	0.04041	0.00944	0.00020	0.00262	0.12946	0.21075

Em todos os casos, com exceção do Brasil, é possível refutar a hipótese nula, a pelo menos 5% de significância, de que γ da segunda função de transição é diferente de zero. Mesmo que, para o caso brasileiro, a hipótese nula é somente rejeitada a 10% de significância, o modelo MR-STVAR foi estimado. Assim, de acordo com os resultados da tabela 2, há evidências para se construir um VAR contendo mais de uma função de transição, caracterizando assim um modelo com múltiplos regimes. Esse resultado também traz implicações sobre o teste de causalidade de Granger, uma vez que a taxa de crescimento das exportações também será uma das variáveis de transição. A seguir são apresentadas as estimações do modelo MR-STVAR para os três países selecionados. O teste de causalidade de Granger na estrutura de defasagens é também apresentado.

4.4 Estimativas do MR-STVAR

As estimativas do modelo MR-STVAR são apresentadas a seguir para cada um dos países selecionados. Vale ressaltar que uma das características que os modelos STR com função logística apresentam, é a

obtenção de estimativas de coeficientes elevados e não significantes do parâmetro de suavidade. Quando γ é elevado, o formato da função de transição é afetado pelas mudanças no próprio parâmetro. Isto implica que a convergência das estimativas para o ótimo é lenta e os desvios padrões de γ tende a ser elevados quando a estimativa do ponto desse parâmetro é também elevada. Para maiores informações sobre a questão da estimativa de γ consultar Dijk *et al* (2000). Conforme sugestão de Dijk *et al* (1999b), pelas razões apresentadas acima, os desvios padrões de γ não serão reportados.

a) *Brasil*

O modelo MR-STVAR para o Brasil apresentou c_1 não significativa, o que traz indicações de que a mudança de um regime de baixo crescimento para um de alto crescimento ocorre quando a variação trimestral do produto, em termos percentuais, atinge valores positivos¹².

Tabela 3: Estimação do modelo MR-STVAR para o Brasil

Equação 1 - y_t				Equação 2 - x_t			
μ	0.0037 (0.0051)	0.0125** (0.0063)	-0.0125** (0.0063)	μ	0.0133 (0.0117)	-0.0133 (0.0117)	0.0083 (0.0313)
y_{t-1}	-0.1650 (0.2772)	0.0372 (0.3150)	0.6790** (0.2857)	y_{t-1}	0.0881 (0.5927)	0.0095 (0.8001)	0.3966 (1.1863)
y_{t-2}	0.0197 (0.1636)	-0.2197 (0.2068)	0.3453 (0.2432)	y_{t-2}	0.2442 (0.5238)	2.6817** (1.2958)	-0.8272 (0.9721)
y_{t-3}	-0.5617*** (0.1551)	0.6364*** (0.1919)	0.3890* (0.2229)	y_{t-3}	-0.5701 (0.5228)	-2.2478 (1.3901)	2.4437*** (0.8685)
x_{t-1}	0.1992*** (0.0574)	-0.2163*** (0.0614)	-0.0492 (0.0638)	x_{t-1}	-0.1630 (0.1077)	2.3124*** (0.6521)	(0.2809) 0.2199
x_{t-2}	0.1056* (0.0552)	-0.1047* (0.0614)	-0.0876 (0.0578)	x_{t-2}	-0.2455 (0.1524)	0.3322 (0.4967)	(0.0164) 0.2939
x_{t-3}	-0.0406 (0.0381)	0.0444 (0.0464)	0.0868** (0.0430)	x_{t-3}	-0.0697 (0.1223)	-0.7531* (0.4232)	0.0318 (0.1873)
γ_1		10.43	10.43	γ_2		176.94	176.94
d/e		1	2	d/e		1	2
c_1		0.0009 (0.0012)	0.0557*** (0.0169)	c_2		0.0318*** (0.0002)	0.0372*** (0.0033)
ARCH(1)	0.79(0.37)			ARCH(1)	0.16(0.68)		
ARCH(4)	3.70(0.44)			ARCH(4)	0.26(0.99)		
Assimetria	0.23(0.29)			Assimetria	-0.02(0.90)		
Curtose	0.47(0.29)			Curtose	0.40(0.37)		
JB	2.26(0.32)			JB	0.86(0.64)		
Teste de Causalidade de Granger ($x_t \rightarrow y_t$)				Teste de Causalidade de Granger ($y_t \rightarrow x_t$)			
p-valor				p-valor			
0.0013				0.0124			

Notas:

ARCH: teste LM para heterocedasticidade condicional (p-valor entre parênteses), JB: teste de normalidade Jarque-Bera (p-valor entre parênteses).

***p-valor \leq 0.01, **p-valor \leq 0.05, *p-valor \leq 0.1

Os coeficientes estimados das dummies não foram apresentados na tabela.

Foram apresentados somente os p-valores do teste de causalidade de Granger.

¹² Como o valor do limiar estimado é muito próximo a zero e não trouxe qualquer alteração substancial nos resultados dos coeficientes estimados no MR-STVAR, optou-se pela não imposição da restrição $c_1 = 0$ no modelo.

De acordo com os resultados da tabela 3, o limiar da função de transição $G(x_{t-e})$ apresentou valor relativamente elevado, cerca de 0,055, o que implica que para se atingir os regimes 3 e 4 é necessário que a taxa de crescimento das exportações brasileira, ultrapasse 5,5%. Dessa maneira, é comum à trajetória de crescimento do produto brasileiro alternar entre 2 principais regimes: um deles baseado exclusivamente na dinâmica interna e outro baseado conjuntamente na dinâmica interna e exportações. Outra característica importante do MR-STVAR para o caso brasileiro é o baixo valor do coeficiente de γ . Portanto, a mudança de regimes não ocorre de maneira brusca. Nessa situação é comum as duas funções assumirem valores no intervalo 0 e 1, originando, com mais frequência, regimes de crescimento intermediários, sendo que os quatro regimes aqui discutidos só ocorrem, de fato, nos extremos das funções.

Para um melhor exame da dinâmica de alternância entre os diferentes tipos de regime, o gráfico 1 apresenta, conjuntamente, as duas funções de transição da equação do produto y_t , em função do tempo. Vale ainda salientar que o teste de causalidade de Granger indicou que o produto melhora o poder de previsão das exportações futuras.

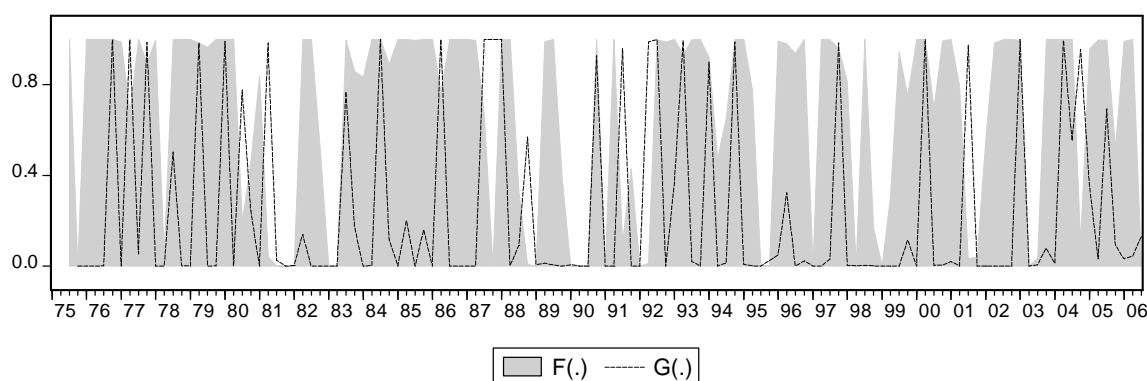


Gráfico 1: Brasil - Evolução das Funções de Transição F(.) e G(.) para o produto

b) Chile

De acordo com o resultado do teste de causalidade de Granger, como pode ser examinado na tabela 2, a taxa de crescimento corrente das exportações ajuda a melhorar o poder de previsão do produto. Pode-se rejeitar, a pelo menos 1% de significância, a hipótese nula de que os coeficientes estimados de x_{t-p} são iguais a zero. No caso da equação 2, o produto Granger-cause as exportações somente pelo fato de y_{t-1} ser uma das variáveis de transição, uma vez que não é possível rejeitar a hipótese nula, a pelo menos 10% de significância, de que os coeficientes estimados do produto são iguais a zero.

O valor estimado de c_2 é bastante elevado, fazendo com que o regime 2, baseado na dinâmica interna seja preponderante. Apenas em alguns períodos, com forte expansão das exportações, há espaço para a propagação do regime 4, como pode ser atestado no gráfico 2, a seguir.

Tabela 4: Estimação do modelo MR-STVAR para o Chile

Equação 1 - y_t				Equação 2 - x_t			
μ	0.0472*** (0.0094)	-0.0362*** (0.0098)	0.0036 (0.0221)	μ	0.0583** (0.0262)	0.0332 (0.0357)	-0.0621*** (0.0285)
y_{t-1}	1.3908*** (0.2704)	-1.3993*** (0.3069)	0.4176 (0.2963)	y_{t-1}	-0.2065 (0.8037)	-2.0141* (1.1489)	1.5068 (1.0387)
y_{t-2}	0.2091 (0.1735)	-0.2288 (0.2216)	-0.3167 (0.2745)	y_{t-2}	-1.2954** (0.5407)	0.0785 (1.0217)	0.7807 (0.8864)
y_{t-3}	-0.2476 (0.1878)	0.2087 (0.2150)	0.5949 (0.3871)	y_{t-3}	1.1986* (0.6480)	-0.9742 (0.8480)	-1.4615* (0.8158)
x_{t-1}	0.0699 (0.1058)	-0.0984 (0.1057)	-0.0960 (0.1799)	x_{t-1}	0.4558 (0.3297)	-0.3778 (0.2643)	-0.1061 (0.3835)
x_{t-2}	0.1784*** (0.0623)	-0.1110 (0.0701)	0.0967 (0.0607)	x_{t-2}	0.0047 (0.1948)	-0.2364 (0.2298)	0.2339 (0.2419)
x_{t-3}	0.2059*** (0.0743)	-0.1390* (0.0799)	-0.1363** (0.0673)	x_{t-3}	0.4095 (0.2489)	0.1210 (0.2367)	0.0356 (0.2887)
γ_1		173.85	173.85	γ_2		177.26	177.26
d/e		1	1	d/e		1	1
c_1		-0.0074*** (0.0006)	0.0774*** (0.0019)	c_2		0.0190*** (0.0008)	-0.0225*** (0.0035)
ARCH(1)	0.30(0.57)			ARCH(1)	0.02(0.87)		
ARCH(4)	0.32(0.98)			ARCH(4)	0.88(0.92)		
Assimetria	-0.24(0.31)			Assimetria	-0.05(0.81)		
Curtose	1.08(0.03)			Curtose	-0.30(0.54)		
JB	6.04(0.04)			JB	0.49(0.79)		
Teste de Causalidade de Granger ($x_t \rightarrow y_t$)				Teste de Causalidade de Granger ($y_t \rightarrow x_t$)			
p-valor		0.0003		Geral		0.1089	

Notas:

ARCH: teste LM para heterocedasticidade condicional (p-valor entre parênteses), JB: teste de normalidade Jarque-Bera (p-valor entre parênteses).

***p-valor \leq 0.01, **p-valor \leq 0.05, *p-valor $<$ 0.1

Os coeficientes estimados das dummies não foram apresentados na tabela.

Foram apresentados somente os p-valores do teste de causalidade de Granger.

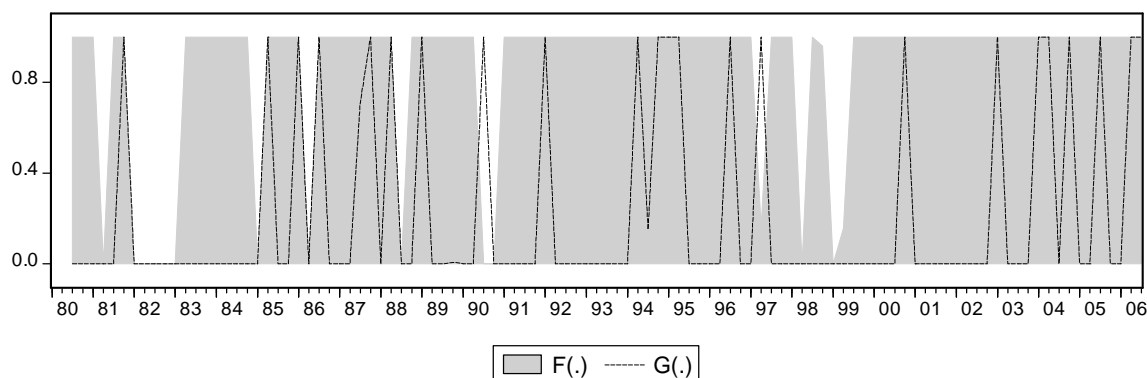


Gráfico 2: Chile - Evolução das Funções de Transição F(.) e G(.) para o produto

c) *México*

A tabela 5 apresenta os resultados do modelo MR-STVAR. Semelhantemente ao caso brasileiro, o valor estimado de γ é baixo, indicando uma transição não muito brusca e a existência de regimes intermediários.

Tabela 5: Estimação do modelo MR-STVAR para o México

Equação 1 - y_t				Equação 2 - x_t			
μ	-0.0043 (0.0029)	-0.0043 (0.0029)	0.0139*** (0.0048)	μ	0.0250** (0.0124)	0.0060 (0.0135)	-0.0177 (0.0124)
y_{t-1}	-0.5732 (0.7351)	0.9010** (0.3412)	0.2962 (0.7811)	y_{t-1}	-0.3044 (0.9665)	1.3272 (1.0081)	-0.2606 (0.9045)
y_{t-2}	1.1778** (0.5152)	0.2788 (0.3072)	-1.2502** (0.5605)	y_{t-2}	-0.5329 (0.8295)	0.8403 (0.8401)	0.8334 (0.7743)
y_{t-3}	-1.2887 (1.2806)	0.0584 (0.2805)	1.0042 (1.3352)	y_{t-3}	-1.4989 (0.9191)	-0.4664 (1.0002)	0.4417 (0.9124)
x_{t-1}	-0.0121 (0.1027)	0.0465 (0.0769)	0.0266 (0.1062)	x_{t-1}	0.1125 (0.2383)	-0.2592 (0.2577)	0.0371 (0.2038)
x_{t-2}	-0.3579 (0.2607)	-0.0676 (0.0691)	0.4954* (0.2761)	x_{t-2}	-0.1792 (0.1938)	0.2019 (0.2216)	0.3797* (0.1989)
x_{t-3}	0.1093 (0.0999)	-0.0675 (0.0650)	-0.0587 (0.1147)	x_{t-3}	0.2336 (0.2045)	-0.0742 (0.2399)	-0.1787 (0.1850)
γ_1		1.99	1.99	γ_2		175.29	175.29
d/e		7	5	d/e		7	5
c_1		0.0103 (0.0068)	-0.0673** (0.0308)	c_2		0.0028*** (0.0004)	0.0222*** (0.0075)
	ARCH(1)	1.48(0.22)			ARCH(1)	0.77(0.37)	
	ARCH(4)	1.59(0.80)			ARCH(4)	5.14(0.27)	
	Assimetria	0.40(0.10)			Assimetria	-0.05(0.82)	
	Curtose	0.01(0.97)			Curtose	0.64(0.20)	
	JB	2.69(0.26)			JB	1.74(0.41)	
Teste de Causalidade de Granger ($x_t \rightarrow y_t$)				Teste de Causalidade de Granger ($y_t \rightarrow x_t$)			
	p-valor	0.00001			p-valor	0.0046	

Notas:

ARCH: teste LM para heterocedasticidade condicional (p-valor entre parênteses), JB: teste de normalidade Jarque-Bera (p-valor entre parênteses).

***p-valor \leq 0.01, **p-valor \leq 0.05, *p-valor $<$ 0.1

Os coeficientes estimados das dummies não foram apresentados na tabela.

Foram apresentados somente os p-valores do teste de causalidade de Granger.

O limiar estimado c_2 é negativo, igual a -0,06, o que implica que para se atingir os regime 3 e 4 é necessário que a taxa de crescimento das exportações seja muito superior a -6,0%. Essa característica faz também com aos regimes 1 e 2 se resumam a poucas observações. O fato também de c_1 ser igual a 0,01 faz com que os regimes 3 e 4 também tenham poucos trimestres¹³.

Desse modo, para o caso mexicano, é muito importante dar atenção aos regimes intermediários de baixo ou alto crescimento, ou seja, quando a função de transição assume valores próximo a 0 ou 1, respectivamente.

O gráfico 3 apresenta a evolução das funções de transição do MR-STVAR, sendo que os regimes predominantes são baseados naqueles com taxas elevadas de crescimento das exportações.

¹³ Neste caso optou-se por não impor a restrição $c_1 = 0$, pois traria mudanças substanciais aos resultados do modelo. Vale destacar que o coeficiente estimado do limiar é significante a 13%.

Por fim, o teste de causalidade de Granger também rejeitou a hipótese nula de que os coeficientes das variáveis defasadas das exportações sejam iguais a zero.

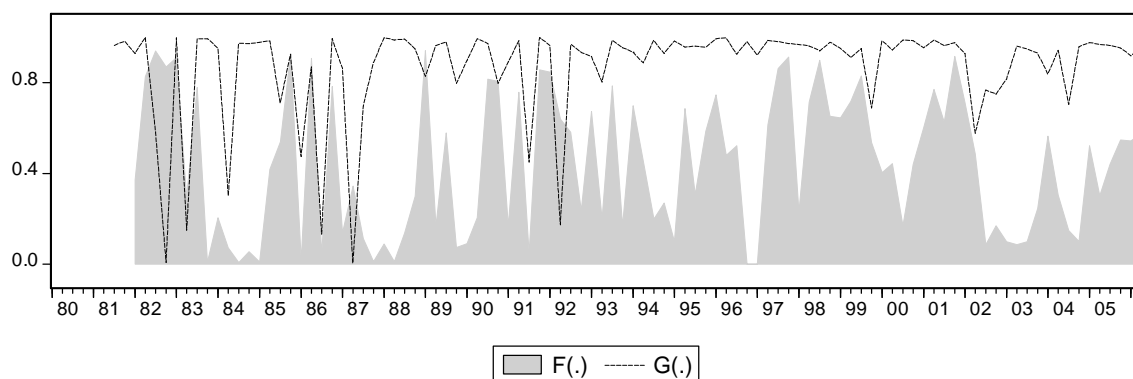


Gráfico 3: México - Evolução das Funções de Transição F(.) e G(.) para o produto

4.5 Análise dos Resultados

Antes da análise dos resultados, é importante salientar que o modelo MR-STVAR em nenhum momento se propõe a testar se determinadas características produtivas são responsáveis pela criação dos regimes de crescimento. No entanto, mesmo sabendo que esse modelo oferece um tipo de avaliação estritamente relacionada à capacidade de previsão, algumas dessas características produtivas podem ajudar a compreender sobre a formação dos regimes, principalmente no que tange a magnitude dos limiares.

O modelo MR-STVAR para o México trouxe evidências de que as variações trimestrais das exportações Granger-causam a taxa de crescimento do produto, além do que, foi o caso que apresentou menor c_2 , igual a -0.067. Essa característica, associada ao baixo valor de γ , implica que os regimes intermediários de crescimento próximos aos regimes extremos 3 e 4 são predominantes na trajetória do PIB, cerca de 48% e 43% do total, respectivamente. Uma possível explicação para isso pode estar associada à dependência produtiva e comercial do México aos Estados Unidos, principalmente após sua adesão ao NAFTA, elevando o patamar do comércio entre os países.

No caso chileno, o teste de causalidade de Granger trouxe também evidências de crescimento orientado pelas exportações. Como o valor do parâmetro de γ é alto, os regimes de crescimento estão praticamente ligados ao extremo das duas funções. O regime 2 representa cerca de 65% do número total de trimestres, e isso em larga medida se deve ao alto valor de c_2 , igual a 0,077. Interessante observar que somente 22% dos trimestres estão presentes no regime 4, indicando uma possível trajetória de crescimento baseada preponderantemente na dinâmica doméstica. A maior concentração de trimestres no regime 4 se encontra na segunda metade da década de 80 e após 2002. Este último pode estar relacionado ao aquecimento do comércio internacional, dos últimos anos. Uma possibilidade para o valor elevado do limiar pode estar ligado ao fato de que a pauta de exportação chilena é baseada em minérios e combustíveis, de acordo com dados da WTO. A especialização da pauta de exportações pode ser uma fonte de explicação para a origem dos diferentes tipos de regimes de crescimento. A definição de especialização estaria ligada, de fato, a uma concentração setorial para produção e exportações.

Um país que possui a pauta de exportações especializadas em alguns segmentos de produtos pode ser favorecido por um aquecimento no comércio internacional de bens. Atingindo uma determinada taxa de crescimento nas exportações, o país poderia originar um regime de crescimento conduzido pelas exportações, e a associada a isso, a dimensão do mercado doméstico assume importância vital, assim como, a magnitude da elasticidade-renda da demanda do setor. No caso de uma economia pequena, com grande parte de sua produção voltada ao mercado externo, é possível que patamares não tão elevados de

crescimento das exportações originem um regime de crescimento orientado pelas exportações. Mas, se neste caso, os setores especializados apresentarem uma baixa elasticidade-renda é provável que as taxas de crescimento das exportações tenham que ser mais elevadas para dar um dinamismo econômico aos outros setores produtivos domésticos, suficiente para criação de um regime de crescimento conduzido pelas exportações.

Mesmo que seja um dos países com maior abertura comercial da América Latina, Herzer *et al* (2006) ressaltam que a pauta de exportações chilena foi baseada, após a liberalização comercial em 1974, em produtos primários, principalmente o cobre. Contudo, esse quadro vem sendo modificado recentemente, em virtude, da maior participação de produtos manufaturados na composição da pauta de exportações.

Por fim, o MR-STVAR para o Brasil também apresentou evidências de crescimento baseado nas exportações. Logo, o regime 2 e os regimes intermediários próximos são predominantes, incluindo mais da metade dos trimestres. Grande parte das observações próximas ou pertencentes ao regime 3 e 4 está concentrada na segunda metade da década de 70, início dos anos 90 e a partir do ano 2000. O fato da taxa de crescimento do PIB brasileiro atingir um regime de crescimento baseado nas exportações, quando chegam a uma variação trimestral de 5,5%, pode estar relacionado também a forte presença de produtos primário em sua pauta de exportações e o grau muito baixo de abertura comercial entre a década de 70 e final dos anos 80. Portanto, de acordo com os resultados do modelo para o Brasil, uma parcela significativa da trajetória do crescimento brasileiro foi baseada preponderantemente no mercado interno.

5 CONCLUSÕES

Este trabalho se propôs a trazer novas contribuições empíricas ao estudo dos modelos de crescimento baseados nas exportações. O tratamento não linear aqui desenvolvido assumiu que a trajetória da taxa de crescimento do produto, ao longo do tempo, pode alternar entre quatro diferentes tipos de regimes. Cada um destes se caracteriza como uma combinação entre altas e baixas taxas de crescimento, tanto do produto, como das exportações. Portanto, esse enfoque possibilita expandir a análise, até então realizada, de que as contribuições das taxas de crescimento das exportações correntes, às taxas de crescimento do produto futuro, são lineares ao longo do tempo. E essa última perspectiva, implicitamente assume uma dinâmica temporal uniforme, bastante restritiva em termos da complexidade que envolve o padrão de desenvolvimento econômico de uma nação.

Para incorporar a idéia de mudança de regimes foi utilizado o modelo MR-STVAR, que após a execução do teste de linearidade, foi estimado por mínimos quadrados não lineares para as séries do PIB e exportações de três países latino-americanos, Brasil, Chile e México.

Nessa estrutura, foi possível refutar a hipótese nula, por meio do teste de causalidade de Granger, de que os coeficientes das defasagens das exportações não são significantes na equação do produto, portanto, há evidências de crescimento orientado pelas exportações. Vale ressaltar que o sentido destacado aqui sobre esse tipo de crescimento está estritamente relacionado à concepção de causalidade fornecida por Granger (1969), ou seja, ao aumento do poder preditivo da variação trimestral do produto.

Outro aspecto importante e fundamental que a estimação do MR-STVAR nos fornece, é a trajetória, ao longo do tempo, da alternância entre os regimes de crescimento. Assim, é possível constatar quais são os regimes de maior predominância em cada um dos três casos selecionados. Quem determina a formação dos regimes são os limiares estimados.

O Chile apresentou alta participação de observações no regime 2, seguido pelo regime 4. No caso mexicano houve predominância dos regimes 3 e 4, implicando em uma trajetória de crescimento também baseada na conjunção entre mercado doméstico e exportações.

Fazendo uma análise mais recente do caso brasileiro, pode-se perceber que na primeira metade da década de 90 e após o ano 2000 o número de trimestres que estão inseridos no regime 4 é maior. Essa trajetória de crescimento baseada nas exportações, de certo modo, pode ter sido prejudicada, pela política cambial adotada na segunda metade dos anos 90.

Em termos do avanço da utilização de modelos não lineares, para verificar a relação entre exportações e produto, alguns resultados teóricos e empíricos que emergiram nesse trabalho podem ser aperfeiçoados.

Em primeiro lugar, a discussão sobre as origens da não linearidade na condução do crescimento baseado nas exportações poderia merecer um tratamento mais extenso e detalhado. Em segundo lugar, seria interessante uma análise que associasse o momento histórico a cada observação contida nos regimes de crescimento, ao longo do tempo, o que demandaria atenção especial a cada país. E por fim, a adição de outras variáveis macroeconômicas, como importação, formação bruta de capital e produtividade, podem trazer resultados complementares que ajudariam em uma maior compreensão dos aspectos do modelo de crescimento orientado pelas exportações.

ANEXO A

Reescrevendo STVAR(p) em (4), como sistema de equação, $\begin{cases} y_t = H_1 + v_1 \\ x_t = H_2 + v_2 \end{cases}$

tal que, $\begin{cases} H_1 = \mu_{11} + \phi_{11}w_{11t} + (\mu_{21} + \phi_{21}w_{21t}) \times F(y_{t-d}, \gamma_{11}, c_{11}) \\ H_2 = \mu_{12} + \phi_{12}w_{11t} + (\mu_{22} + \phi_{22}w_{22t}) \times F(y_{t-d}, \gamma_{21}, c_{21}) \end{cases}$

assim, $w_{11t} = w_{21t} = w_{12t} = w_{22t} = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, x_{t-1}, \dots, x_{t-p})$ e $v = (v_1, v_2)$ são ruídos brancos com média zero e variância constante. De acordo com a equação (4) no texto, o cálculo de $\nabla \hat{H}(y_t; \theta_1) = \partial \hat{H}(y_t; \hat{\theta}_1) / \partial \theta_1$ é dado por,

$$\partial \hat{H}_1 / \partial \mu_{11} = 1 \tag{A.1}$$

$$\partial \hat{H}_1 / \partial \phi_{11} = w_{11t} \tag{A.2}$$

$$\partial \hat{H}_1 / \partial \mu_{21} = F(y_{t-d}, \hat{y}_{11}, \hat{c}_{11}) \tag{A.3}$$

$$\partial \hat{H}_1 / \partial \phi_{21} = w_{21t} F(y_{t-d}, \hat{y}_{11}, \hat{c}_{11}) \tag{A.4}$$

$$\partial \hat{H}_1 / \partial \gamma_{11} = (1 + \exp\{-\hat{\gamma}_{11}(y_{t-d} - \hat{c}_{11})\})^{-2} \exp\{-\hat{\gamma}_{11}(y_{t-d} - \hat{c}_{11})\} (y_{t-d} - \hat{c}_{11}) \phi'_{21} w_{21t} \tag{A.5}$$

$$\partial \hat{H}_1 / \partial c_{11} = \hat{\gamma}_{11} (1 + \exp\{-\hat{\gamma}_{11}(y_{t-d} - \hat{c}_{11})\})^{-2} \exp\{-\hat{\gamma}_{11}(y_{t-d} - \hat{c}_{11})\} \phi'_{21} w_{21t} \tag{A.6}$$

$$\partial \hat{H}_2 / \partial \mu_{12} = 1 \tag{A.7}$$

$$\partial \hat{H}_2 / \partial \phi_{12} = w_{12t} \tag{A.8}$$

$$\partial \hat{H}_2 / \partial \mu_{22} = F(y_{t-d}, \hat{y}_{21}, \hat{c}_{21}) \tag{A.9}$$

$$\partial \hat{H}_2 / \partial \phi_{22} = w_{22t} F(y_{t-d}, \hat{y}_{21}, \hat{c}_{21}) \tag{A.10}$$

$$\partial \hat{H}_2 / \partial \gamma_{21} = (1 + \exp\{-\hat{\gamma}_{21}(y_{t-d} - \hat{c}_{21})\})^{-2} \exp\{-\hat{\gamma}_{21}(y_{t-d} - \hat{c}_{21})\} (y_{t-d} - \hat{c}_{21}) \phi'_{22} w_{22t} \tag{A.11}$$

$$\partial \hat{H}_2 / \partial c_{21} = \hat{\gamma}_{21} (1 + \exp\{-\hat{\gamma}_{21}(y_{t-d} - \hat{c}_{21})\})^{-2} \exp\{-\hat{\gamma}_{21}(y_{t-d} - \hat{c}_{21})\} \phi'_{22} w_{22t} \tag{A.12}$$

REFERÊNCIAS

- AKAIKE, H. *A New Look at the Statistical Model Identification*. **IEEE Transactions in Automatic Control**. v. AC-19, p. 716-772, 1974.
- ALVES, D. C. O.; FALEIROS, J. P. M. Ciclos de Negócios em uma perspectiva não linear: Modelo Auto-Regressivo “Smooth Transition” para o Índice Geral de Produção Industrial Brasileiro e Bens de Capital. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, XXXIV, 2006, Salvador.*
- ANDERSON, H. M.; TERÄSVIRTA, T. *Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models*. **Journal of Applied Econometrics**. Special Issue on Nonlinear Dynamics and Econometrics. v. 7, p. S119-S136, 1992.

- ARANGO, Luis E.; MELO, Luis F. *Expansions and contractions in Brazil, Colombia, and Mexico: A view through nonlinear models*. **Journal of Development Economics**. v. 80, p. 501-517, 2006.
- ARAUJO, Ricardo A.; LIMA, Gilberto Tadeu. *A Structural Economic Dynamics Approach to Balance-of-Payments-Constrained Growth*. **Cambridge Journal of Economics**. v. 31, p. 755-774, 2007.
- AWOKUSE, Titus O. *Causality between exports, imports, and economic growth: Evidence from transition economies*. **Economics Letters**. v. 94, p. 389-395, 2007.
- BAEK, Ehung G.; BROCK, William A. *A general test for nonlinear Granger Causality: Bivariate Model*. **Working Paper**. Iowa State University e University of Wisconsin.
- BAGHLI, Mustapha. *A model-free characterization of causality*. **Economics Letters**. v. 91, p. 380-388, 2006.
- BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen *et al.* *Exports, growth and causality in LDCs*. **Journal of Development Economics**. v. 36, p. 405-415, 1991.
- BALASSA, B. *Exports and Economic Growth: Further Evidence*. **Journal of Development Economics**. v. 5, p.181-189, 1978
- BALKE, N. S.; FOMBY, T. B. *Large Shocks, Small Shocks, and Economic Fluctuations: Outliers in Macroeconomic Time Series*. **Journal of Applied Econometrics**. v. 9, p. 181-200, 1994.
- BELL, David *et al.* *A non-parametric approach to non-linear causality testing*. **Economic Letters**. v. 51, p. 7-18, 1996.
- BOX, G. E. P.; TIAO, G. C. *Intervention Analysis with Application to Economic and Environmental Problems*. **Journal of the American Statistical Association**. v. 70, p. 70-79, 1975.
- BRUTON, Henry J. *Import Substitution*. In: CHENERY, Hollis; SRINIVASAN, T.N. (org.). **Handbook of Development Economics**. Oxford : North-Holland, v. 2, p. 1601-1644, 1989.
- DALUM, B. *et al.* *Does Specialization Matter for Growth?* **Industrial and Corporate Change**. v. 8, n.2, p. 267-288, 1999.
- DIJK, D. V. *et al.* *Testing for Smooth Transition Nonlinearity in the Presence of Outlier*, **Journal of Business & Economic Statistics**. v. 17, p. 271-234, 1999a.
- DIJK, D. V. *et al.* *Modeling Multiple Regime in the Business Cycle*. **Macroeconomic Dynamics**. v. 3, p. 311-340, 1999b.
- DIJK, D. V. *et al.* *Smooth Transition Autoregressive Models – A Survey of Recent Developments*. **Econometric Reviews**. v. 21, p. 1-47, 2002.
- DIJK, D. V. *et al.* *The Effects of Institutional and Technological Change and Business Cycle Fluctuation on Seasonal Patterns in Quarterly Industrial Production Series*. **Econometrics Journal**. v. 6, p. 79-98, 2003.
- EITRHEIM, Oyvind; TERASVIRTA, Timo. *Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models*. **Journal of Econometrics**. v. 74, n. 1, p. 59-75, 1996.
- FELIPE, J., LIM, J. *Export or Domestic-Led Growth in Asia*. **ERD Working Paper**. v. 69, 2005.
- FEDER, G. *On Exports and Economic Growth*. **Journal of Development Economics**. v. 12, p. 59-73, 1982.
- FRANSES, Philip Hans; VAN DIJK, Dick. *Non-linear time series models in empirical finance*. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- FRANSES *et al.* *Seasonal Smooth Transition Autoregression*. Econometric Institute Report 2000-06/A, 2000.

- GHARTEY, Edward E. *Causal relationship between exports and economic growth: some empirical evidence in Taiwan, Japan and the US*. **Applied Economics**. v. 25, n. 9, p. 1145-1152, 1993.
- GILES, Judith A.; WILLIAMS, Cara L. *Export-led Growth: A Survey of the Empirical Literature and Some Noncausality Results*. University of Victoria. Economics Working Paper. n. 9901, 1999.
- GRANGER, C. W. J. *Investigating casual relations by econometric models and cross-spectral methods*. **Econometrica**. v. 37, p. 428-438, 1969.
- GRANGER, C. W. J.; TERASVIRTA, T. **Modeling Nonlinear Economic Relationships**. New York: Oxford University Press, 1993.
- GREENAWAY, David; SAPSFORD, David. Exports, Growth, and Liberalization: An Evaluation. *Journal of Policy Modeling*. v. 16, p. 165-186, 1994.
- GROSSMAN, G. M.; HELPMAN, E. **Innovation and Growth in the Global Economy**. Cambridge: MIT Press, 1991.
- HAUSMANN, Ricardo *et al.* *Growth Acceleration*. **Journal of Economic Growth**. v. 10, p. 303-329, 2005.
- HERZER, Dierk *et al.* *Export-led growth in Chile: assessing the role of export composition in productivity growth*. **Developing Economies**. v. 44, n. 3, p. 306-328, 2006.
- HENRIQUES, Irene; SADORSKY, Perry. *Export-Led Growth or Growth-Driven Exports? The Canadian Case*. **The Canadian Journal of Economics**. v. 29, n. 3, p. 540-555, 1996.
- HIEMSTRA, Craig; JONES, Jonathan D. *Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price – Volume Relation*. **The Journal of Finance**. v. 49, n. 5, p. 1639-1664, 1994.
- HIEMSTRA, Craig; KRAMER, Charles. *Nonlinearity and Endogeneity*. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**. v. 2, n.3, p. 61-77, 1997.
- IMBS J.; WACZIARG R. *Stages of Diversification*. **The American Economic Review**. v. 93, n.1, p. 63-96, 2003.
- JERZMANOWSKI, M. *Empirics of hills, plateaus, mountains and plains: A Markov-switching approach to growth*. **Journal of Development Economics**. v. 81, p. 357– 385, 2006.
- JONES, Benjamin F.; OLKEN, Benjamin A. *The Anatomy of Start-Stop Growth*. **NBER Working Paper**. n. 11528, Agosto, 2005.
- JUNG, W. S.; MARSHALL, P. J. *Exports, Growth, and Causality in Developing Countries*. **Journal of Development Economics**. v. 18, p. 1-12, 1985.
- KAVOUSSI, R. M. *Export Expansion and Economic Growth*. **Journal of Development Economics**. v. 14, p. 241-250, 1984.
- KOHLI, I.; SINGH, N. *Exports and Growth: critical minimum effort and diminishing returns*. **Journal of Development Economics**. v. 30, p. 391-400, 1989.
- LI, Jing. *Testing Granger Causality in the presence of threshold effects*. **International Journal of Forecasting**. v. 22, p. 771-780, 2006.
- MARIN, Dalia. *Is the Export-Led Growth Hypothesis Valid for Industrialized Countries?* **The Review of Economics and Statistics**. v. 74, n. 4, p. 678-688, 1992.
- MEDEIROS, Marcelo C. *et al.* *Linear Models, Smooth Transition Autoregressions and Neural Networks for Forecasting Macroeconomic Time Series: A Reexamination*. **International Journal of Forecasting**. v. 21, p. 755-774, 2005.
- MEDEIROS, Marcelo C; VEIGA, Álvaro. *A Flexible Coefficient Smooth Transition Time Series Model*. **IEEE Transactions on Neural Networks**, v. 16, p. 97 – 113, 2005.

- MICHAELY, M. *Exports and Growth: an empirical investigation*. **Journal of Development Economics**. v. 4, p. 49-54, 1977.
- ÖCAL, N.; OSBORN, D. R. *Business Cycle Non-Linearities in UK Consumption and Production*. **Journal of Applied Econometrics**. v. 15, p. 27-43, 2000.
- OCAMPO, J. *New developments in trade theory and LDCs*. **Journal of Development Economics**, v. 22, p. 129-170, 1986.
- PANAYIOTIS A. R.; DIMITRIS K. C. *The Export-Output Growth Nexus: Evidence from African and Asian Countries*. **Journal of Policy Modeling**. v. 27, v. 8, p. 929-940, 2005.
- PÉGUIN-FEISSOLLE, A.; Teräsvirta T. *A general framework for testing the Granger noncausality hypothesis*. **Working Paper Series in Economics and Finance**. Stockholm School of Economics, n. 343, 1999.
- RAJAN, Raghuram G.; ZINGALES, Luigi. *The Persistence of Underdevelopment: Institutions or Constituencies?* **NBER**. Settembre, 2005.
- ROTHMAN, Philip *et al.* *Multivariate STAR Analysis of Money-Output Relationship*. **Macroeconomics Dynamics**. v. 5, p. 506-532, 2001.
- SAKLIN, J.; TERASVIRTA, T. *Another Look at Swedish Business Cycles, 1861-1988*. **Journal of Applied Econometrics**. v. 14, p. 359-378, 1999.
- SCHWARZ, G. *Estimating the Dimension of a Model*. **The Annals of Statistics**. v. 4, p. 461-464, 1978.
- STARTZ, Richard. *Growth States and Shocks*. **Journal of Economic Growth**. v. 3, p. 203-215, 1998.
- TERASVIRTA, T. *Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autorregressive Models*. **Journal of the American Statistical Association**. v. 89, p. 208-218, 1994.
- TSAY, R. S. *Time Series Model Specification in the Presence of Outliers*. **Journal of American Statistical Association**. v. 81, p. 132-141, 1986.
- TSAY, R. S. *Outliers, Level Shifts, and Variance Changes in Time Series*. **Journal of Forecasting**. v. 7, p. 1-20, 1988.
- WEISE, Charles L. *The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach*. **Journal of Money, Credit and Banking**. v. 31, n. 1, p. 85-108, 1999.