

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

João Paulo Martin Faleiros**

Denisard Cnéio de Oliveira Alves***

Este trabalho faz uma avaliação não linear sobre modelo de crescimento orientado pelas exportações, por meio do MR-STVAR. O tratamento não linear aqui desenvolvido assume 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 da variação trimestral tanto do produto como das exportações. Por meio do teste de causalidade de Granger é possível verificar em qual dos regimes a taxa de crescimento corrente das exportações aumenta a capacidade preditiva do crescimento do Produto Interno Bruto (PIB). O modelo MR-STVAR foi aplicado para um conjunto de três países latino-americanos: Brasil, Chile e México.

1 INTRODUÇÃO

O estudo do modelo de crescimento orientado pelas exportações ganhou espaço 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 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. Em Balassa (1978, 1985) esse fato está ligado à alocação de recursos de acordo com as vantagens comparativas do país, maior utilização da capacidade instalada, exploração de economias de escala e o aprimoramento tecnológico em resposta à competição externa. Para Bruton (1989) a chave do crescimento está na mudança tecnológica e no aumento da produtividade e, para tanto, 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 influência estimulante na economia via *spillovers* tecnológicos e outros tipos de externalidades. Felipe e Lim (2005) salientam que a estratégia de crescimento baseado nas exportações contribui

* Os autores agradecem ao editor, aos dois pareceristas, a Eduardo Angeli e aos participantes do XXXVI Encontro Nacional de Economia da Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia (ANPEC-2008) pelos comentários e sugestões.

** Doutorando em Economia pela Faculdade de Economia e Administração da Universidade de São Paulo (FEA/USP) e Economista do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES).

*** Professor titular do Departamento de Economia da FEA/USP.

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.

Por sua vez, Jung e Marshall (1985) destacam que o aumento das exportações pode alavancar a demanda do produto de um país, além de permitir importações intermediárias produtivas. Panayiotis e Dimitris (2005) indicaram quatro canais pelos quais as exportações influenciam o produto: *i*) via multiplicador do comércio internacional; *ii*) especialização dos produtos para exportação, de modo que haja uma alocação do setor doméstico menos eficiente para o mais eficiente; *iii*) aumento de divisas para importação de bens de capital; e *iv*) aumento substancial de economias de escala e aceleração da taxa de acumulação de capital.

Do ponto de vista empírico, o teste de causalidade de Granger, difundido a partir de Granger (1969), tem sido um dos procedimentos mais usuais para verificar a hipótese de crescimento orientado pelas exportações (JUNG; MARSHAL, 1985; BAHMANI-OSKOOEE, 1991; MARIN, 1992; HENRIQUES; SADORSKY, 1996; AWOKUSE, 2007). O grande mérito dessa técnica está em investigar, por meio da estrutura do modelo VAR, se a taxa de crescimento corrente das exportações, ao longo do tempo, contribui para o aumento do desempenho preditivo do crescimento do produto.

Emergem dessa literatura empírica dois resultados importantes: em primeiro lugar, para países com diferentes níveis de renda, há evidências de que as exportações contribuem para a predição do produto; e em segundo lugar, os resultados do teste de causalidade de Granger podem ser divergentes quando aplicado a um mesmo país (GILES; WILLIAMS, 2000).

Por exemplo, Xu (1996) e Ghatak (1998) refutam a hipótese de inexistência de orientação do produto por meio das exportações para a Coreia do Sul. Entretanto, em trabalhos como Dutt e Ghosh (1996) e Sharma e Dhakal (1994), tal hipótese não é rejeitada. Mesmo no caso do Japão e dos Estados Unidos, países que possuem economias bastante dependentes do mercado interno, esperava-se também uma relação entre essas duas variáveis, uma vez que exportam produtos de alto valor agregado. Novamente a literatura sugere resultados divergentes.¹

A origem desse conflito está relacionada tanto com a decisão do pesquisador de escolher as variáveis e a periodicidade das séries, quanto com a escolha dos critérios de informação para seleção do número de defasagens, entre outros aspectos.

Um fator que pode ser relevante para a explicação de tais divergências, até então pouco discutido, é supor que a relação entre o crescimento do produto e o crescimento das exportações seja intrinsecamente linear ao longo do tempo. Sob

1. Podemos citar Marin (1992), que, ao utilizar dados trimestrais, traz indícios de orientação do crescimento pelas exportações para os Estados Unidos, enquanto Ghartey (1993) traz apenas evidências de que o produto corrente aumenta o poder de previsão das exportações futuras.

essa ótica, uma nação teria somente trajetória única de crescimento baseada na dinâmica externa.

Além do que, por trás da estrutura do teste de causalidade de Granger convencional, é assumido que esse tipo de orientação de crescimento via exportações é sempre ativo ao longo do tempo. E essa hipótese pode ser restritiva, pois grande parte dos países analisados, além de ter nas exportações um dos motores da economia, pode também ser conduzida pelo mercado doméstico. Nesse contexto, a melhor maneira de se tratar essa questão é uma abordagem que possibilite diagnosticar se há diferentes tipos de condução de crescimento. E isso é possível por meio de modelos que embutem uma parametrização não linear de mudança de regimes.

Conseqüentemente, evita-se incorrer em possíveis conclusões errôneas ao se realizar o teste de causalidade de Granger na estrutura linear padrão. A rejeição da hipótese nula de que o crescimento das exportações não influencia a variação do produto não implica, necessariamente, que as exportações, para todos os períodos, são ativas na condução do crescimento de um país. Por conseguinte, a não rejeição não significa ausência de relação temporal entre as variáveis, mas essa pode estar restrita somente a alguns períodos.

A não linearidade aqui discutida se comporta de acordo com os modelos paramétricos da família Smooth Transition Regression (STR), apresentados em Anderson e Teräsvirta (1992) e Dijk, Teräsvirta e Franses (2002). Estes possibilitam a alternância de regimes, de acordo com um limiar estimado endogenamente, e um coeficiente de transição entre as fases. Caso haja indícios de uma dinâmica não linear, pode-se estimar um VAR com quatro diferentes tipos de regimes, assim denominado Multiple Regime Smooth Transition VAR ou MR-STVAR.

A metodologia proposta é aplicada à análise de três países latino-americanos: Brasil, Chile e México. No contexto aqui proposto estes três países tornam-se oportunos para discussão e avaliação empírica pelos seguintes aspectos: *i*) durante 40 anos o modelo de desenvolvimento seguido por esses países se baseou no mercado doméstico via processo de substituição de importações (MELO; DHAR, 1992; BACHA; BONELLI, 2004); *ii*) a partir das décadas de 1980 e 1990, ocorreu um processo de maior abertura comercial, elevando a participação do setor externo na composição do Produto Interno Bruto (PIB) (SILIVERSTOV; HERZER, 2006; HERZER; NOWAK-LEHMANN; SILIVERSTOV, 2006; LUSTIG, 2001); e *iii*) existem diferenças no grau de abertura comercial entre os três países (ADROGUÉ; CERISOLA; GELOS, 2006).

Em suma, este artigo pretende trazer novas contribuições para a discussão do modelo de crescimento orientado pelas exportações por meio da aplicação do teste de causalidade de Granger para os três países latino-americanos aqui mencionados. Entretanto, com uma diferença fundamental: o teste é executado em uma estrutura não linear que permite alternância de regimes.

Os resultados encontrados indicam que o modelo MR-STVAR é mais adequado para descrever a relação entre taxas de crescimento do produto e das exportações em comparação ao modelo VAR linear. Somado a esse fato, os testes de causalidade de Granger, aqui aplicados para os três países em análise, trouxeram evidência de crescimento liderado pelas exportações. Por sua vez, somente o caso brasileiro trouxe indícios de condução de crescimento, tanto pelo mercado doméstico, como pelas exportações.

O presente 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; 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.² Seguindo a proposta de Dijk, Teräsvirta e Franses (2002), o modelo com p defasagens pode ser especificado como

$$X_t = \mu_1 + \sum_{j=1}^p \phi_{1,j} X_{t-j} + \left(\mu_2 + \sum_{j=1}^p \phi_{2,j} X_{t-j} \right) \times F(s_{Ft-d}, \gamma_F, c_F) + \left(\mu_3 + \sum_{j=1}^p \phi_{3,j} X_{t-j} \right) \times G(s_{Gt-e}, \gamma_G, c_G) + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que $X_t = (y_t, x_t)'$, sendo y_t a taxa real de crescimento do produto e x_t a taxa real de crescimento 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 $F(s_{Ft-d}, \gamma, c_F)$ e $G(s_{Gt-e}, \gamma, c_G)$ são contínuas e limitadas entre 0 e 1, sendo que $s_{Ft-d} = \mathcal{Y}_{t-d}$ ou x_{t-d} e $s_{Gt-e} = \mathcal{Y}_{t-e}$ ou x_{t-e} .

2. O principal intuito deste artigo é a avaliação, em termos preditivos, dos impactos de curto prazo da variação trimestral das exportações sobre a variação trimestral do PIB real. Ou seja, é avaliado se existe um padrão de comportamento não linear tal que cada regime especificado contribuiria para o aumento da capacidade de previsão da taxa de crescimento a cada trimestre. Sendo assim, neste contexto, a estrutura do modelo VAR, sem a adição dos vetores de correção de erros, se apresenta como adequada. Em Skalin e Teräsvirta (1999), nas mesmas circunstâncias, o teste de causalidade de Granger é aplicado, uma vez que a proposta do artigo é de apenas avaliar a relação de curto prazo entre as variáveis em destaque.

Neste trabalho, considera-se que as duas funções são logísticas,³ de acordo com Anderson e Teräsvirta (1992), Teräsvirta (1994), Dijk, Teräsvirta e Franses (2002) e Medeiros, Dijk e Teräsvirta (2005). Logo,

$$F(s_{Ft-d}, \gamma_F, c_F) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma_F (s_{Ft-d} - c_F) / \hat{\sigma}_{s_F})} \quad (2)$$

$$G(s_{Gt-e}, \gamma_G, c_G) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma_G (s_{Gt-e} - c_G) / \hat{\sigma}_{s_G})} \quad (3)$$

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, $\hat{\sigma}_s$ é o desvio-padrão de s_t ; c_F e c_G são os respectivos limiares (*thresholds*) de cada função de transição e indicam o momento em que ocorre a mudança de regime.⁴

O MR-STVAR pode ser considerado uma extensão do modelo de Öcal e Osborn (2000) a modelos multivariados,⁵ sendo que as variáveis de transição das duas funções logísticas podem ser dadas tanto pela defasagem de y_t , quanto pela de x_t . Com essa estrutura, nos extremos 0 e 1 das funções de transição, o MR-STVAR assume quatro diferentes tipos de regimes.

No caso específico em que, $s_{Ft-d} = y_{t-d}$ e $s_{Gt-e} = x_{t-e}$, os regimes de crescimento podem ser interpretados como:

- Regime 1: $s_{Ft-d} \ll c_{F1}$ e $s_{Gt-e} \ll c_{G1}$. Economia se encontra com baixo crescimento das exportações e baixo crescimento doméstico.
- Regime 2: $s_{Ft-d} \gg c_{F1}$ e $s_{Gt-e} \ll c_{G1}$. Economia se encontra com baixo crescimento das exportações e alto crescimento doméstico.
- Regime 3: $s_{Ft-d} \ll c_{F1}$ e $s_{Gt-e} \gg c_{G1}$. Economia se encontra com alto crescimento das exportações e baixo crescimento doméstico.
- Regime 4: $s_{Ft-d} \gg c_{F1}$ e $s_{Gt-e} \gg c_{G1}$. Economia se encontra com alto crescimento das exportações e alto crescimento doméstico.

Para avaliar se de fato as duas séries podem ser descritas de acordo com o MR-STVAR, é necessário realizar inicialmente o teste de linearidade e, logo após,

3. 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 valores extremos da série como um único regime, ou seja, os desvios ao regime normal de crescimento representam apenas um regime.

4. Se $\gamma \rightarrow \infty$, a função de transição pode assumir a especificação Threshold Autoregressive (TAR), possibilitando uma transição discreta entre os regimes.

5. O MR-STVAR é um caso especial multivariado do modelo de transição suave de coeficientes flexíveis discutido em Medeiros e Veiga (2005).

um teste de especificação para múltiplos regimes. Ambos os testes são adaptados para um sistema de defasagens com duas equações.

2.1 Teste de linearidade

O teste de linearidade⁶ é baseado em Teräsvirta (1994) onde se avalia a hipótese nula $H_0: \gamma = 0$ contra a hipótese alternativa $H_1: \gamma > 0$. Como este coeficiente não é identificável, realiza-se a expansão de Taylor de terceira ordem em torno de $\gamma = 0$.

Pelo fato de o MR-STVAR possuir duas funções de transição, esse teste deve ser executado em etapas, conforme abordagem “específica para o geral” de Lundbergh, Dijk e Teräsvirta (2003), além de ser adaptado para estrutura de mais equações.⁷

Executa-se, inicialmente, o teste de linearidade para a especificação de $F(s_{Ft-d}, \gamma_F, c_F)$, sendo que $s_{Ft-d} = \mathcal{Y}_{t-d}$ ou X_{t-d} . Neste caso, o teste de razão de verossimilhança (LR) é mais apropriado para um sistema de duas equações.

Refutada a hipótese de linearidade, estima-se o modelo VAR com uma função de transição (STVAR) por mínimos quadrados não lineares. Logo após esse procedimento, executa-se o teste LR para múltiplos regimes, tomando como base o *remaining nonlinearity test* proposto em Eitrheim e Teräsvirta (1996) e discutido em Dijk, Teräsvirta e Franses (2002), modificado para a estrutura de sistemas 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).

As etapas para a implementação dos dois testes são apresentadas a seguir:

- 1) Estimar o modelo VAR linear e reportar os resíduos de cada uma das equações.
- 2) 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} .
- 3) Regredir os resíduos do VAR linear sobre a constante $X_{t-1}, \dots, X_{t-k}, X_{t-1} s_{Ft-d}, \dots, X_{t-k} s_{Ft-d}, X_{t-1} s_{Ft-d}^2, \dots, X_{t-k} s_{Ft-d}^2$ e computar a matriz de variância-covariância Σ_{12} .
- 4) Calcular a estatística $LR_1 = (T - c) \{ \log(\Sigma_{11}) - \log(\Sigma_{12}) \}$ distribuída de acordo com uma χ^2 com grau 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.

6. 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 prisma não linear a relação entre a taxa de crescimento do produto e exportações. A segunda razão está no conhecimento apropriado do parâmetro de atraso.

7. Esta abordagem auxilia na escolha da especificação das duas funções e das variáveis de transição. Para maior detalhamento, ver Lundbergh, Dijk e Teräsvirta (2003, p. 107).

- 5) Caso se refute a hipótese nula de linearidade a pelo menos 10% de significância, estimam-se as duas equações por mínimos quadrados não lineares, separadamente. Como em Teräsvirta (1994) e Lundbergh, Dijk e Teräsvirta (2003), os valores do parâmetro de atraso d e da variável de transição s_{Ft-d} são escolhidos com base no menor valor-p do teste de linearidade.⁸

O modelo STVAR pode ser definido como

$$X_t = H(X_t, \Psi) + \varepsilon_t = H(X_t, \Phi_1, \Phi_2, \gamma_F, c_F) + \varepsilon_t \quad (4)$$

em que

$$H(X_t; \Psi) = \mu_1 + \sum_{j=1}^p \Phi_{1,j} X_{t-j} + \left(\mu_2 + \sum_{j=1}^p \Phi_{2,j} X_{t-j} \right) \times F(s_{Ft-d}, \gamma_F, c_F)$$

Para a realização do teste LR com múltiplos equilíbrios deve-se proceder conforme o próximo estágio.

- 6) Regredir cada resíduo do modelo VAR em apenas uma função de transição sobre $\nabla \hat{H}(s_{Ft}; \theta_1) = \partial \hat{H}(s_{Ft}; \hat{\theta}_1) / \partial \theta_1$,⁹ onde $\theta_1 = (\Phi_1, \Phi_2, \gamma_F, c_F)'$, para assim obter a matriz de variância-covariância do modelo restrito Σ_{21} .
- 7) Regredir cada resíduo do modelo VAR, em apenas uma função de transição sobre $\nabla \hat{H}(s_{Ft}; \theta_1) = \partial \hat{H}(s_{Ft}; \hat{\theta}_1) / \partial \theta_1$, onde $\theta_1 = (\Phi_1, \Phi_2, \gamma_F, c_F)'$ e sobre a expansão de Taylor de terceira ordem da função $G(s_{Gt-e}, \gamma_G, c_G)$, em torno de $\gamma_G = 0$, $X_{t-1} s_{Gt-e}, \dots, X_{t-K} s_{Gt-e}, X_{t-1} s_{Gt-e}^3, \dots, X_{t-k} s_{Gt-e}^3$, obtendo, assim, a matriz de variância-covariância do modelo não restrito Σ_{22} .
- 8) Calcular a estatística $LR_2 = (T - c) \{ \log(\Sigma_{21}) - \log(\Sigma_{22}) \}$ distribuída de acordo com uma χ^2 com grau 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.
- 9) Se a hipótese nula é refutada, então as duas equações do MR-STVAR podem ser estimadas por mínimos quadrados não lineares. Para escolha da variável de transição de $G(s_{Gt-e}, \gamma_G, c_G)$, utiliza-se como critério o menor valor-p.

8. Ver detalhes em Teräsvirta (1994, p. 211) e Lundbergh, Dijk e Teräsvirta (2003, p. 107 e 113).

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

2.2 Causalidade de Granger e o modelo MR-STVAR

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

A literatura sobre o teste de causalidade de Granger sob uma ótica não linear ganhou destaque nos últimos anos.¹¹ Rothman, Dijk e Franses (2001) verificam a relação entre moeda e produto e, recentemente, Li (2006) examina o impacto das variáveis investimento, PIB e taxa de juros reais sobre o desemprego. Esses dois últimos artigos, assim como Skalin e Teräsvirta (1999), especificam o teste com a estrutura dos modelos paramétricos de transição suave.

Se a dinâmica de $\{y_t\}$ e $\{x_t\}$ pode ser descrita pelo modelo MR-STVAR, é importante destacar, como em Rothman, Dijk e Franses (2001), que, ao se utilizar a família dos modelos de transição suave, é conveniente distinguir entre as duas origens da causalidade de Granger entre exportações e produto. A primeira se relaciona ao fato de a taxa de crescimento das exportações ser uma das variáveis de transição que governa a mudança de regime, ou seja, o teste LR apresentado anteriormente evidencia tal aspecto. E a segunda origem está ligada às variáveis defasadas da taxa de crescimento das exportações entrarem como regressores.

No contexto do MR-STVAR, o teste de causalidade de Granger, embutido no teste LR, indica se a variável de transição contribui para o aumento do poder preditivo, em termos da alternância de regimes. Por sua vez, o teste de causalidade de Granger sobre as defasagens será importante para avaliar a hipótese de crescimento liderada pelas exportações, em cada um dos possíveis tipos de regimes.

Portanto, se em qualquer um dos quatro regimes, a taxa de crescimento das exportações Granger causar o crescimento do produto, há uma típica situação de crescimento liderado pelas exportações. Caso contrário, tem-se uma situação em que o crescimento do país é liderado pelo mercado doméstico. Essa interpretação torna-se factível somente na ocorrência conjunta de y_{t-d} e x_{t-e} como variáveis de transição.

Para explicar esse último aspecto, é importante ressaltar que a literatura que faz uso dos modelos LSTAR univariados utilizando variáveis que medem o nível de atividade, como em Anderson e Teräsvirta (1992), denomina o regime $s_{Ft-d} << c_{F1}$, tal que $s_{Ft-d} = y_{t-d}$, como regime de recessão ou de baixo crescimento. Caso contrário, quando $s_{Ft-d} >> c_{F1}$ para $s_{Ft-d} = y_{t-d}$, denomina-se regime de expansão ou de alto crescimento.

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

11. Trabalhos como Bell, Kay e Malley (1996), Péguin-Feissolle e Teräsvirta (1999) e Baghli (2006) discutem e propõem uma abordagem não linear para o teste.

O modelo MR-STAR, por sua vez, adiciona mais uma função de transição com a finalidade de controlar a dinâmica do produto, por meio da dinâmica externa, dada pela taxa de crescimento das exportações x_{t-e} . Nesse sentido, como é possível isolar a dinâmica externa através de uma função de transição específica, a alternância de regimes dada por $s_{Ft-d} = y_{t-d}$ pode ser considerada uma boa medida para avaliar a dinâmica de expansão e retração ligadas à atividade doméstica.

Se para um regime específico as defasagens da taxa de crescimento das exportações não contribuem para o aumento preditivo da taxa de crescimento do PIB, somando-se ao fato de que há alternância de regimes baseada na variação do produto controlada pela alternância de regimes baseada na variação das exportações, diz-se que fatores domésticos foram responsáveis pela condução do crescimento do país.

Para aplicabilidade do teste de causalidade de Granger é importante descrever a equação de y_t , em (1), como

$$\begin{aligned}
 y_t = & \mu_{11} + \phi_{11,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{11,k}y_{t-k} + \varphi_{11,1}x_{t-1} + \dots + \varphi_{11,k}x_{t-k} \\
 & + (\mu_{21} + \phi_{21,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{21,k}y_{t-k} + \varphi_{21,1}x_{t-1} + \dots + \varphi_{21,k}x_{t-k}) \\
 & \times F(s_{Ft-d}, \gamma, c_{F1}) + (\mu_{31} + \phi_{31,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{31,k}y_{t-k} + \varphi_{31,1}x_{t-1} \\
 & + \dots + \varphi_{31,k}x_{t-k}) \times G(s_{Gt-e}, \gamma, c_{G1}) + \varepsilon_1
 \end{aligned} \tag{5}$$

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

$$H_0 : \varphi_{11,1} = \dots = \varphi_{11,k} = \varphi_{21,1} = \dots = \varphi_{21,k} = \varphi_{31,1} = \dots = \varphi_{31,k} = 0 \tag{6}$$

Mais quatro testes auxiliares podem ser executados para verificar em quais regimes a hipótese nula, de que o crescimento do PIB não é Granger-causada pelo crescimento das exportações, é rejeitada. Sendo assim, enunciam-se as seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned}
 \text{Regime 1: } & H_{01} : \varphi_{11,1} = \dots = \varphi_{11,k} = 0 \\
 \text{Regime 2: } & H_{02} : \varphi_{11,1} = \dots = \varphi_{11,k} = \varphi_{21,1} = \dots = \varphi_{21,k} = 0 \\
 \text{Regime 3: } & H_{03} : \varphi_{11,1} = \dots = \varphi_{11,k} = \varphi_{31,1} = \dots = \varphi_{31,k} = 0 \\
 \text{Regime 4: } & H_{04} : \varphi_{21,1} = \dots = \varphi_{21,k} = \varphi_{31,1} = \dots = \varphi_{31,k} = 0
 \end{aligned} \tag{7}$$

O MR-STVAR poderia também ser construído de acordo com a especificação proposta em Skalin e Teräsvirta (1999). Para avaliar qual das duas abordagens é a

mais apropriada, testa-se a seguinte hipótese auxiliar, considerando o caso em que $s_{Ft-d} = y_{t-d}$ e $s_{Gt-e} = x_{t-e}$:

$$H_{0ST} : \varphi_{21,1} = \dots = \varphi_{21,k} = \phi_{31,1} = \dots = \phi_{31,k} = 0 \quad (8)$$

Se a hipótese nula for rejeitada, a especificação do MR-STVAR aqui apresentada é a mais adequada, caso contrário, a especificação de Skalin e Teräsvirta (1999) se apresenta como tal.

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 a necessidade dessa avaliação.

A primeira delas é discutida em Dijk, Franses e Lucas (1999). 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 a 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 função de transição pode captar apenas alguns poucos *outliers* da série, ou seja, quando o regime é estabelecido com base em apenas um número pequeno de *outliers*. Essa situação em geral ocorre 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, tornando muito difícil o ajustamento do modelo aos dados.¹²

3.1 Teste de detecção de *outlier* modificado para as equações do modelo VAR

Em geral, a literatura define dois tipos de *outliers*: *i) additive outlier (AO)*; e *ii) innovative outlier (IO)*. 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,

12. Um meio para captar os efeitos dos *outliers*, sugerido por Ócal 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 não capture apenas um número pequeno de *outliers*, Ócal 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 *outliers* 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 *outliers* proposto por Tsay (1986), aplicado em Balke e Fomby (1994), modificado para a estrutura do modelo VAR linear aqui estimado.

portanto, parte da dinâmica da série. Caso não haja atenção para as consequências do AO, é possível estar incorrendo no erro de se rejeitar a hipótese de linearidade indevidamente.

A base dessa estratégia de detecção se encontra na distinção entre AO e IO. Para tanto, captam-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 discutidas a seguir.

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

$$\theta(L)Z_t = a_t + \theta(L)Y_t \quad (9)$$

em que Z_t é a série não observada livre de *outlier*; Y_t é a segunda série que compõe o modelo bivariado; $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$, $\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \dots + \theta_p L^p$ e $\{a_t\}$ são um ruído branco com média zero e variância constante. Os modelos para os *outliers* IO e AO são descritos respectivamente como

$$X_t = Z_t + \phi(L)^{-1} \omega I_t^{(T)} \quad (10)$$

$$X_t = Z_t + \omega I_t^{(T)} \quad (11)$$

em que X_t é a série observada, ω é a magnitude do *outlier* e $I_t^{(T)}$ é o indicador da ocorrência de *outlier*, tal que, $I_t^{(T)} = 1$ se $t = T$ e $I_t^{(T)} = 0$, caso contrário. Para o processo de detecção considere $e_t = \phi(L)X_t - \theta(L)Y_t$, em que e_t é o resíduo observado. Então (10) e (11) podem ser reescritos respectivamente como

$$e_t = a_t + \omega I_t^{(T)} \quad (12)$$

$$e_t = a_t + \omega \phi(L) I_t^{(T)} \quad (13)$$

uma vez que (12) é obtido

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

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

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

e a expressão (13) é obtida

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

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

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

Observa-se que os termos da variável Y_t não modificam a expressão para o cálculo por mínimos quadrados ordinários (MQO) da magnitude dos *outliers*. Portanto, o procedimento é idêntico ao proposto por Tsay (1986), lembrando apenas que o resíduo observado é modificado, tendo em vista a estrutura de defasagens estimadas do VAR. Os valores críticos que Tsay sugere para as estatísticas λ_{A0} e λ_{I0} são 3.0, 3.5 ou 4.0. Podem ocorrer casos em que tanto λ_{A0} quanto λ_{I0} ultrapassem o valor crítico, e nessa situação, 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 Brasil, Chile e México. Os dados foram coletados do banco de dados *Main Indicators* da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), *International Financial Statistics*, do Fundo Monetário Internacional (FMI), e Contas Nacionais do Ipeadata. Os quadros B.1 e B.2 e o gráfico B.1 do anexo B fornecem as características das séries selecionadas.¹³ Foram aplicadas a transformação logarítmica e a primeira diferença para obtenção das taxas de crescimento, pois, de acordo com os resultados do teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979), as duas variáveis no nível trazem evidência de que são integradas de ordem 1, como aponta a tabela 1. A relevância de se executar esse teste está em avaliar se as séries do PIB e das exportações, tanto no nível como em primeira diferença, são

13. 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 Census X12 multiplicativo fornecido pelo *software* E-Views 5. Todas as séries sofreram transformação logarítmica.

estacionárias. Caso isso não se verifique, as distribuições das estatísticas do teste de causalidade de Granger, aplicado ao modelo VAR, deixam de ser conhecidas.

TABELA 1

Teste de raiz unitária: estatística ADF

	PIB		Exportações	
	Nível	Taxa de crescimento	Nível	Taxa de crescimento
I -				
Brasil	-0,8171	-3,9679***	0,6467	-4,9183***
Chile	0,3293	-4,2140***	0,9923	-3,1334**
México	0,9450	-4,7893***	0,7572	-3,4939**
II -				
Brasil	-3,2489*	-3,9371***	-0,9638	-5,0336***
Chile	-3,3528*	-4,2140***	-1,0767	-3,4942***
México	-2,8681	-5,0891***	-2,4140	-2,4140**

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: I - Modelo ADF com constante e cinco defasagens.

II - Modelo ADF com constante, tendência e cinco defasagens.

*** 1% de significância, ** 5% de significância, * 10% de significância.

4.2 Teste de detecção de outlier

O modelo VAR com constante foi estimado por MQO 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 três países. É importante que este teste seja realizado para todas as equações do sistema, pois os testes LR de linearidade e especificação de múltiplos regimes utilizam a matriz de variância-covariância estimada a partir do VAR, além do que a eliminação de um possível outlier pode alterar a indicação do AIC sobre o número de defasagens. O quadro 1 apresenta a relação de outliers identificados pelo teste proposto na subseção 3.1. O valor crítico utilizado neste trabalho foi igual a $C = 4,0$. Apresentaram evidências de outliers somente as séries da variação trimestral do PIB e exportações para o caso mexicano. O modo como as séries são tratadas, caso haja detecção de possíveis outliers, segue o mesmo procedimento adotado em Franses, Bruin e Dijk (2000), modificado apenas para o caso de AO. Para eliminar os efeitos dos IOs no instante T , adiciona-se uma *dummy* como variável exógena no modelo VAR, tal que

$$I_t^{(T)} = \begin{cases} 1 & \text{se } t = T \\ 0 & \text{se } t \neq T \end{cases}$$

Em relação à eliminação dos AOs, modifica-se diretamente a série, mas, em vez de substituir o outlier pela média das observações anterior e posterior, utilizou-se

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 subseção 4.3, são executados levando-se em consideração as transformações nas séries já sugeridas.

QUADRO 1
Teste de detecção de outlier

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

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Foi considerado o outlier do primeiro trimestre de 1986 como AO, pois o valor da estatística calculada ficou muito próximo ao valor crítico.

4.3 Teste de especificação para o MR-STVAR

Após o teste de detecção de outliers, somente o VAR para o caso mexicano foi novamente estimado, incluindo as modificações necessárias às séries. A partir daí, os passos para o teste de especificação do MR-STVAR foram executados utilizando a taxa real de crescimento do produto y_{t-d} e a taxa real de crescimento das exportações x_{t-d} , sendo que $d = 1, \dots, d_{\max}$, tal que $d_{\max} = 8$.

A tabela 2 fornece os valores-p do teste de razão de verossimilhança para especificação do MR-STVAR. As colunas de 2 a 4 apresentam os valores-p da primeira fase do teste, o de linearidade. Verifica-se a hipótese nula de que o modelo VAR linear é melhor para caracterizar o comportamento das séries em contrapartida ao modelo com uma função de transição (STVAR). A hipótese nula de linearidade é fortemente rejeitada, a pelo menos 1% de significância, sendo que, para os modelos aplicados ao Brasil e México, os menores valores-p são encontrados para a variável de transição y_{t-d} , com d igual a 6 e 7, respectivamente, enquanto para o Chile, a variável de transição é x_{t-d} , para $d = 4$.

Após a estimação dos modelos STVAR para cada país,¹⁴ foi realizado o segundo passo do teste LR, sob a hipótese nula de que o modelo STVAR é mais adequado do que o modelo MR-STVAR. As colunas de 5 a 7 apresentam os valores-p do teste. É possível verificar que, para os casos brasileiro e mexicano, rejeita-se a hipótese nula com menor valor-p para a variável x_{t-e} , com e igual a 4 e 5, respectivamente, enquanto para o caso chileno, isso ocorre para a variável y_{t-e} , com $e = 1$.

14. Os modelos STVAR estimados não foram apresentados para economizar espaço.

TABELA 2
Valores-p dos testes LR

Variável de transição	VAR			STVAR			MR-STVAR		
	Brasil	México	Chile	Brasil	México	Chile	Brasil	México	Chile
y_{t-1}	0.01224	0.00186	0.01784	0.20715	0.00982	0.00955	0.45010	0.18009	0.77225
y_{t-2}	0.01594	0.04364	0.05409	0.04213	0.12936	0.13771	0.08438	0.65594	0.75243
y_{t-3}	0.02350	0.00266	0.05445	0.06193	0.13306	0.44319	0.76005	0.65265	0.74054
y_{t-4}	0.10291	0.34933	0.19176	0.12845	0.14316	0.44445	0.62093	0.48521	0.83991
y_{t-5}	0.52658	0.13874	0.49970	0.43922	0.11851	0.20069	0.31627	0.58790	0.98314
y_{t-6}	0.00820	0.36200	0.02903	0.18925	0.79884	0.28507	0.38237	0.79977	0.96964
y_{t-7}	0.56260	0.00002	0.57799	0.50037	0.00102	0.65982	0.95360	0.44023	0.75998
y_{t-8}	0.63361	0.00230	0.79103	0.50487	0.01615	0.61323	0.91702	0.73099	0.47786
x_{t-1}	0.16211	0.00351	0.21843	0.12384	0.00449	0.69357	0.68192	0.39742	0.89657
x_{t-2}	0.36140	0.00209	0.51235	0.10218	0.00278	0.76861	0.76425	0.16533	0.60294
x_{t-3}	0.13838	0.01584	0.09978	0.69477	0.04041	0.38730	0.71246	0.48201	0.59333
x_{t-4}	0.04100	0.01448	0.01056	0.03483	0.00944	0.17783	0.67353	0.30634	0.95745
x_{t-5}	0.21879	0.00095	0.39032	0.21491	0.00020	0.82758	0.53779	0.70853	0.19756
x_{t-6}	0.61076	0.00691	0.47402	0.72866	0.00262	0.79926	0.95081	0.09041	0.98275
x_{t-7}	0.03204	0.07616	0.05711	0.04708	0.12946	0.25441	0.79909	0.51742	0.89942
x_{t-8}	0.82250	0.10329	0.71269	0.21360	0.21075	0.47788	0.87759	0.39211	0.89673

Fonte: Elaboração dos autores.

Por fim, nas colunas de 8 a 10 são apresentados os testes LR que verificam se resta alguma evidência de não linearidade em relação às variáveis de transição até aqui utilizadas. O procedimento é o mesmo executado até aqui, mas, aplicado sob a estrutura do modelo MR-STVAR. De acordo com os resultados, não houve rejeição, a pelo menos 5% de significância, da hipótese nula de que o modelo de múltiplos regimes foi suficiente para captar as possíveis não linearidades do sistema.

Sendo assim, todos os modelos MR-STVAR apresentam duas funções de transição distintas, tal que haja alternância de regimes baseados tanto na variação trimestral do PIB como das exportações.

4.4 Estimativas do MR-STVAR

As estimativas do modelo MR-STVAR¹⁵ são apresentadas na tabela 3 para cada um dos países selecionados. Para economizar espaço, os coeficientes da equação de x_t não foram apresentados.

15. 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-padrão de γ tendem 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, Teräsvirta e Franses (2002). Conforme sugestão de Dijk e Franses (1999), pelas razões apresentadas acima, os desvios-padrão de γ não serão reportados.

TABELA 3

Estimativa da equação de y_t do modelo MR-STVAR

S_t	Brasil			México			Chile		
	-	y_{t-6}	x_{t-4}	-	y_{t-7}	x_{t-5}	-	y_{t-4}	x_{t-1}
μ	-0,009** (0,004)	0,008** (0,004)	0,009** (0,004)	-0,004 (0,003)	-0,004 (0,003)	0,014*** (0,005)	0,011*** (0,004)	-0,002 (0,008)	-0,019 (0,025)
y_{t-1}	0,114 (0,179)	0,181 (0,194)	-0,096 (0,183)	-0,573 (0,735)	0,901** (0,341)	0,296 (0,781)	0,587*** (0,170)	-0,616* (0,336)	0,281 (0,640)
y_{t-2}	0,506** (0,235)	-0,281 (0,208)	-0,593** (0,243)	1,178** (0,515)	0,279 (0,307)	-1,250** (0,560)	-0,204 (0,169)	0,498* (0,263)	-0,430 (0,458)
y_{t-3}	-0,374*** (0,101)	0,373*** (0,120)	0,111 (0,130)	-1,289 (1,281)	0,058 (0,280)	1,004 (1,335)	0,072 (0,135)	-0,053 (0,273)	0,530 (0,385)
y_{t-4}	-0,107 (0,120)	0,027 (0,160)	-0,080 (0,151)	-	-	-	0,030 (0,157)	0,353 (0,288)	-0,686** (0,320)
y_{t-5}	0,479 (0,183)	-0,204 (0,191)	-0,096 (0,176)	-	-	-	-0,119 (0,133)	0,019 (0,222)	0,317 (0,388)
x_{t-1}	0,093*** (0,025)	-0,129*** (0,039)	0,042 (0,041)	-0,012 (0,103)	0,047 (0,077)	0,027 (0,106)	-0,063 (0,040)	0,051 (0,057)	-0,043 (0,117)
x_{t-2}	0,010 (0,025)	-0,035 (0,031)	0,010 (0,029)	-0,358 (0,261)	-0,068 (0,069)	0,495* (0,276)	0,089* (0,050)	0,013 (0,063)	0,036 (0,084)
x_{t-3}	0,074** (0,033)	-0,034 (0,039)	-0,074** (0,033)	0,109 (0,100)	-0,067 (0,065)	-0,059 (0,115)	0,065 (0,047)	-0,052 (0,067)	-0,025 (0,087)
x_{t-4}	-0,061 (0,054)	0,009 (0,044)	0,081** (0,039)	-	-	-	0,100 (0,067)	-0,240** (0,110)	0,474*** (0,167)
x_{t-5}	0,055 (0,035)	-0,050 (0,035)	-0,052 (0,032)	-	-	-	0,058 (0,047)	-0,031 (0,073)	-0,047 (0,099)
γ	-	192,26	192,26		1,993	1,993	-	131,24	131,24
c_1	-	0,0008** (0,0003)	0,010*** (0,001)		0,010* (0,006)	-0,067** (0,031)	-	-0,005** (0,002)	0,0238*** (0,0002)
LM(4)		1,21(0,31)			1,17(0,33)			1,53(0,20)	
ARCH(4)		1,55(0,81)			1,60(0,80)			1,01(0,90)	
JB		4,34(0,11)			2,69(0,26)			1,22(0,54)	
AIC_L		-383,0915			-343,1998			-449,7049	
AIC_{NL}		-398,2386			-334,5179			-477,3444	
BIC_L		-352,3378			-314,4334			-428,7051	
BIC_{NL}		-334,1263			-242,9887			-415,3052	

Fonte: Elaboração dos autores.

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

***valor-p $\leq 0,01$, **valor-p $\leq 0,05$, *valor-p $< 0,1$.

Os coeficientes estimados das *dummies* não foram apresentados na tabela. Para os critérios de informação AIC e BIC, o índice L se refere às estatísticas do modelo VAR linear, e o índice NL se refere ao modelo MR-STVAR. Para economizar espaço foram apresentadas somente as equações do produto para os modelos MR-STVAR. A primeira coluna de cada país apresenta os coeficientes estimados que não estejam associados às funções de transição. No caso da segunda e terceira colunas de cada país, são apresentados os coeficientes estimados, respectivamente, associados às funções de transição F e G.

A equação do produto do modelo estimado para o Brasil apresentou c_{F_1} próximo a 0 e c_{G_1} igual a 0,01, todos eles estatisticamente significantes, sendo que as duas variáveis de transição são, respectivamente, y_{t-6} e x_{t-4} . O valor de γ é elevado indicando uma transição brusca entre os regimes de crescimento.

No caso mexicano, as variáveis de transição são y_{t-7} e x_{t-5} , sendo iguais a, respectivamente, 0,010 e $-0,067$. Outra característica importante do modelo estimado para o México é o baixo valor do coeficiente de γ . Nessa situação é comum para as duas funções assumirem valores entre o intervalo 0 e 1, originando, com mais frequência, regimes de crescimento intermediários.

Os *thresholds* estimados para o modelo MR-STVAR chileno foram $-0,005$ e $0,013$, respectivamente, para as variáveis de transição x_{t-4} e y_{t-1} .

Os testes de avaliação para equação do produto nos modelos MR-STVAR, também apresentados na tabela 3, indicam ausência de autocorrelação para os resíduos na quarta defasagem. Os testes ARCH e Jarque-Bera aplicados ao resíduo dos modelos, respectivamente, não trazem indícios de heterocedasticidade condicional e ausência de distribuição normal.

Para um melhor exame da dinâmica de alternância entre os diferentes tipos de regime, os gráficos de 1 a 3 apresentam, conjuntamente, as duas funções de transição estimadas da equação do produto y_t , em função do tempo. Ao que tudo indica, com exceção do México, há uma alternância excessiva entre os quatro regimes, indicando que o grau de persistência da economia em um determinado modo de condução de crescimento, em relação ao tempo, não é muito alta. Isso pode estar relacionado com uma possível capacidade do Chile e do Brasil de adequar rapidamente sua produção a diferentes tipos de condução de crescimento. Mas antes de levantar tal hipótese, é necessário, para cada caso, avaliar se há diferentes trajetórias de crescimento, com base no teste de causalidade de Granger sobre as defasagens.

GRÁFICO 1

Brasil: evolução das funções de transição $F(\cdot)$ e $G(\cdot)$ para equação do produto

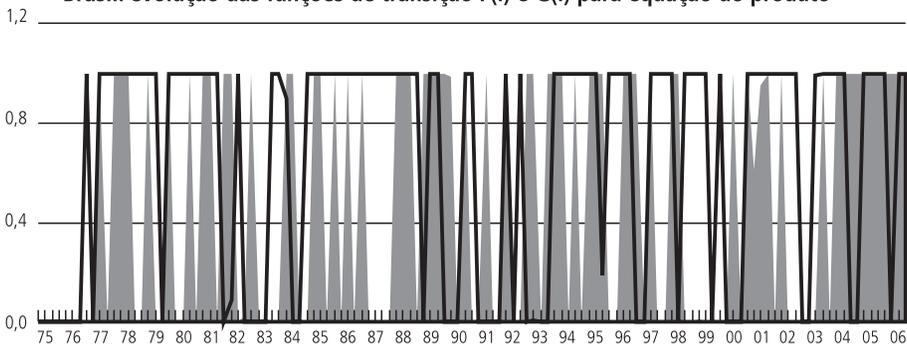


GRÁFICO 2

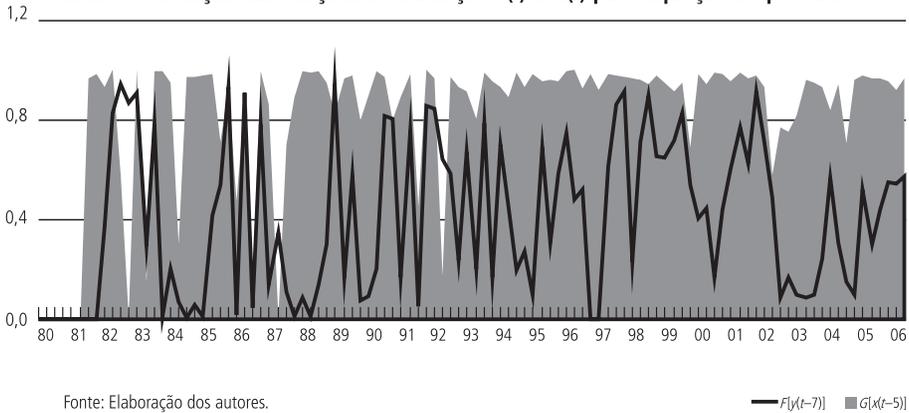
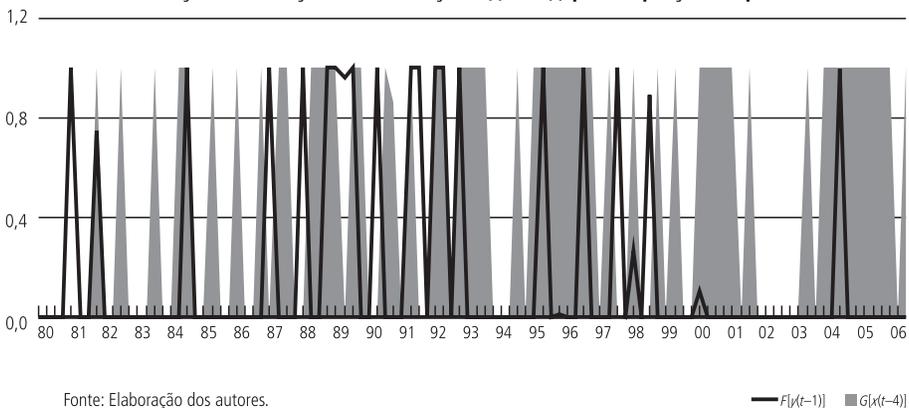
México: evolução das funções de transição $F(\cdot)$ e $G(\cdot)$ para equação do produto

GRÁFICO 3

Chile: evolução das funções de transição $F(\cdot)$ e $G(\cdot)$ para equação do produto

Após a estimação dos modelos MR-STVAR é aplicado o teste de causalidade de Granger aos quatro regimes de crescimento definidos, apresentados na tabela 4.¹⁶

Os resultados do teste geral de CG aplicado às defasagens do modelo VAR e ao MR-STVAR apontam que a taxa de crescimento das exportações contribui para o aumento do poder preditivo da taxa de crescimento do produto, exceção feita ao caso brasileiro. Entretanto, se considerarmos os testes auxiliares realizados para cada regime, a hipótese nula de que a taxa de crescimento das exportações defasadas aumentam o poder preditivo do crescimento do produto somente é rejeitada, a pelo menos 10% de significância, para os regimes 3 e 4.

16. É importante salientar que os testes de especificação LR que utilizaram como variável de transição a taxa de crescimento das exportações, de certo modo embutem em si o teste de causalidade de Granger. E nessa perspectiva, de acordo com os resultados da tabela 2, há evidências de que a taxa de crescimento das exportações Granger-causa a taxa de crescimento do produto, para todos os casos.

TABELA 4
Teste de causalidade de Granger e de especificação ST: valor-p

	Brasil	México	Chile
y_t			
H_{01} (regime 1)	0,15121	0,00138	0,05945
H_{02} (regime 2)	0,18341	0,00405	0,01779
H_{03} (regime 3)	0,08234	0,00027	0,02866
H_{04} (regime 4)	0,09949	0,00127	0,05487
MR-STVAR geral	0,21744	0,00007	0,01443
VAR geral	0,47097	0,07534	0,00708
Teste ST	0,03646	0,05651	0,02393
x_t			
H_{01} (regime 1)	0,12839	0,31778	0,83599
H_{02} (regime 2)	0,02163	0,13244	0,84286
H_{03} (regime 3)	0,04104	0,41340	0,98811
H_{04} (regime 4)	0,00499	0,56117	0,84298
MR-STVAR geral	0,00654	0,01095	0,87742
VAR geral	0,68703	0,00104	0,75416
Teste ST	0,02021	0,61530	0,37472

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Teste ST utilizado para verificar se a especificação do modelo VAR não linear em Skalin e Teräsvirta (1999) é mais adequada.

Levando em conta a equação das exportações, somente para o caso brasileiro o teste CG aplicado ao MR-STVAR trouxe evidências de que a taxa de crescimento do produto contribui para previsão da taxa de crescimento das exportações. Devendo-se salientar que o teste aplicado para o México rejeitou a hipótese nula geral a quase 1% de significância, mas os testes aplicados especificamente a cada regime apresentaram resultado oposto, tornando a avaliação inconclusiva.

Por fim, é importante destacar que o teste ST aponta que a especificação não linear proposta por Skalin e Teräsvirta (1999) na equação do produto não é a mais adequada, uma vez que a hipótese nula é rejeitada, a pelo menos 10% de significância, para todos os casos. Apenas para a equação das exportações dos modelos do México e Chile não é possível rejeitar tal hipótese.

4.5 Análise dos resultados

Com relação aos três modelos, o México foi o caso que apresentou menor c_2 , igual a $-0,067$. Essa última 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 48,0% e 43,9% do total,

respectivamente, conforme atesta a tabela 5. Além do que, para todos os regimes, as variações trimestrais defasadas das exportações Granger causam y_t .

TABELA 5
Distribuição da ocorrência dos regimes de crescimento
(Em %)

	Brasil	Chile	México
Regime 1	15,0	38,2	6,1
Regime 2	32,5	6,9	2,0
Regime 3	15,0	43,1	48,0
Regime 4	37,5	11,8	43,9

Fonte: Elaboração dos autores.

Portanto, o México apresenta uma dinâmica de crescimento liderada pelas exportações indicando que, independentemente do resultado passado da variação trimestral do produto, as exportações continuam ativas para explicar a trajetória de crescimento do PIB deste país.¹⁷ O fato de a variável de transição y_{t-d} ser aqui, neste contexto, uma boa medida para avaliar a dinâmica doméstica, não há indícios, a partir do modelo MR-STVAR estimado para o período entre 1980 e 2006, de que o México apresente momentos exclusivos de crescimento liderado pelo mercado doméstico.

Uma das possíveis explicações para tanto pode estar associada a um deslocamento da produção industrial para atender o setor externo em razão do processo de liberação comercial implementada no começo da década de 1980 e a adesão do México ao Tratado Norte-Americano de Livre Comércio – North America Free Trade Agreement (NAFTA) – em 1994¹⁸ (SALVATORE, 2007). Ainda de acordo com Kose, Meredith e Towe (2004), os efeitos das exportações no crescimento do México tiveram influência positiva após a constituição da área de livre comércio. Por sua vez, Arora e Vamvakidis (2005) destacam que o desempenho da economia dos outros países integrantes do Nafta influenciou o crescimento do México até mesmo antes do acordo.

No caso chileno, o valor do parâmetro de transição γ é elevado, consequentemente, os regimes estão praticamente ligados ao extremo das duas funções. O regime 3 representa 43,1% do número total de trimestres, e isso em larga

17. Pelo fato de o modelo proposto ser bivariado, a indicação de causalidade de Granger não implica necessariamente uma relação causal direta entre taxa de crescimento das exportações e produtos, mas que essa relação pode ocorrer por meio de outras variáveis. Por exemplo, a variação das exportações pode ter uma forte relação com a variação da produtividade, e esta última terá impacto direto sobre a variação do produto.

18. É importante destacar que o presente artigo não se propõe a realizar um julgamento meritório do impacto de eventuais políticas econômicas sobre a evolução da dinâmica do produto. De outro modo, tenta-se encontrar uma possível explicação, podendo estar ligada a uma ação de política econômica ou mudança estrutural, que possa ter sido responsável pela dinâmica de crescimento aqui observada, mesmo que o modelo estimado não se proponha a isso.

medida se deve ao baixo valor do *threshold* da função de transição de x_{t-4} , igual a $-0,005$. Interessante também observar que apenas 11,8% dos trimestres estão presentes no regime 4, enquanto o regime 1 representa 38,2% das observações, percentual bem elevado.

Similarmente ao caso mexicano, há evidências de que as exportações Granger-causam o produto para todos os regimes, e, por conseguinte, não há indícios, a partir do modelo aqui proposto, de que o Chile possua momentos em que o seu crescimento fosse liderado exclusivamente pelo mercado doméstico.

Esse resultado, diferentemente do México, pode estar ligado ao fato de que o Chile é uma economia com mercado doméstico pequeno, e de acordo com Siliverstovs e Herzer (2005), países com essa característica, são limitados para engendrar um impulso econômico com base na demanda doméstica. É provável ainda que, associado a esse último aspecto, a insensibilidade do resultado do teste de causalidade de Granger à alternância de regimes se deva à dependência da estrutura de produção chilena aos produtos primários, como o cobre.

De acordo com De Gregório (2004), as exportações respondem por mais de 20% do total do PIB a partir dos anos 1980, atingindo 40% na última metade da década de 1990, sendo que a participação do cobre na pauta de exportação sempre foi superior a 40%. Além do que, Herzer, Nowak-Lehmann e Siliverstovs (2006) indicam que a economia do Chile é extremamente vulnerável à flutuação dos preços das *commodities*, especialmente do cobre.

Nesse sentido, é provável que a alternância temporal excessiva, verificada no gráfico 2, não esteja relacionada à rápida capacidade de adequação da estrutura produtiva do Chile a diferentes tipos de condução de crescimento. Entretanto, pode haver uma possível adequação produtiva em diferentes níveis da demanda internacional de seus produtos. Observemos que a função de transição baseada na taxa de crescimento das exportações é a que apresenta maior alternância ao longo do período.

Por fim, o MR-STVAR estimado para o Brasil também apresentou evidências de crescimento liderado pelas exportações, mas que, diferentemente dos outros dois países, está concentrado nos regimes 3 e 4, um total de 52,5% das observações. Portanto, as variações trimestrais das exportações defasadas são importantes para explicar a trajetória de crescimento do PIB, quando ultrapassam, em $t-4$, um patamar superior a 1%. Todavia, se mostraram inoportunas para aumento do poder preditivo nos outros dois regimes de baixo crescimento das exportações. Os regimes 1 e 2, que representam conjuntamente 47,5% dos trimestres, estão ligados diretamente ao movimento do mercado doméstico. Sendo assim, a partir dos resultados do MR-STVAR, o Brasil possui uma dinâmica de crescimento que

ora é conduzido pelo mercado doméstico, ora pelas exportações. Além do que, a alternância excessiva entre os regimes, ao longo do tempo, pode indicar ou que a estrutura produtiva se adapta rapidamente aos diferentes tipos de condução de crescimento ou mesmo que a economia brasileira é mais diversificada, comparada aos países aqui analisados, e possui setores especializados, tanto no mercado doméstico quanto no externo. Essa última hipótese é mais plausível, pois, a partir do gráfico 1, observa-se que a condução de crescimento, via exportações, tem um nível de concentração maior nos trimestres posteriores a 2002, período de elevação das exportações e aumento dos preços internacionais dos produtos primários.

5 CONCLUSÕES

Este trabalho se propôs 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 deles se caracteriza como uma combinação entre altas e baixas taxas da variação trimestral, tanto do produto, como das exportações. Para incorporar essa ideia de mudança de regimes foi utilizado o modelo MR-STVAR, que após a execução dos testes de especificação, foi estimado por mínimos quadrados não lineares para as séries da variação trimestral do PIB real e das exportações a preços constantes, para 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. Deve-se 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.

No período em análise, outro aspecto importante que os resultados do MR-STVAR fornecem é que somente o Brasil possui uma dinâmica de crescimento alternada entre mercado doméstico e exportações, tendo em vista que as variações trimestrais defasadas dessa última variável Granger-causam o produto somente para os regimes 3 e 4. Nos outros dois casos as defasagens das variações trimestrais são ativas para o aumento do poder preditivo do produto, independentemente do tipo de regime. Tais resultados podem estar ligados ao mercado pelo qual a estrutura produtiva dos países está direcionada.

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 neste trabalho podem ser aperfeiçoados. Em primeiro lugar, a discus-

são sobre os diferentes tipos de condução de crescimento aqui verificados poderia merecer um tratamento mais minucioso. Em segundo lugar, seria interessante uma análise, ao longo do tempo, que associasse o momento histórico às observações de cada regime. Estes dois primeiros aspectos demandariam atenção especial a cada país. E, por fim, a adição de outras variáveis macroeconômicas, como importação, formação bruta de capital, produtividade e exportação por setor de atividade podem trazer resultados complementares que ajudariam em maiores esclarecimentos dos aspectos a respeito da hipótese de crescimento orientado pelas exportações.

ABSTRACT

The aim of this paper is to evaluate Export-Led Growth hypothesis through MR-STVAR. If this 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, 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.

REFERÊNCIAS

- ADROGUÉ, R.; CERISOLA, M.; GELOS, G. *Brazil's long-term growth performance – trying to explain the puzzle*. 2006 (IMF Working Paper, n. WP/06/282).
- 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, L. E.; MELO, L. F. Expansions and contractions in Brazil, Colombia, and Mexico: a view through nonlinear models. *Journal of Development Economics*, v. 80, p. 501-517, 2006.
- ARORA, V.; VAMVAKIDIS A. How much do trading partners matter for economic growth? *IMF Staff Papers*, v. 52, n. 1, p. 24-40, 2005.
- AWOKUSE, T. O. Causality between exports, imports, and economic growth: evidence from transition economies. *Economics Letters*, v. 94, p. 389-395, 2007.
- BACHA, E. L.; BONELLI, R. *Accounting for Brazil's growth experience: 1940-2002*. Rio de Janeiro: Ipea, 2004 (Texto para Discussão, n. 1.018).
- BAGHLI, M. A model-free characterization of causality. *Economics Letters*, v. 91, p. 380-388, 2006.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; MOHTADI, M.; SHABSIGH, G. 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.

- _____. Exports, policy choices, and economic growth in developing countries after the 1973 oil shock. *Journal of Development Economics*, v. 18, p. 23-35, 1985.
- 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, D.; KAY, J.; MALLEY, J. 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, H. J. Import substitution. In: CHENERY, H.; SRINIVASAN, T. N. (Org.). *Handbook of Development Economics*, Oxford: North-Holland, v. 2, p. 1.601-1.644, 1989.
- DE GREGORIO, J. *Economic growth in Chile: evidence, sources and prospects*. *Central Bank of Chile Working Papers*, v. 298, 2004.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, p. 427-431, 1979.
- DIJK, D. van.; FRANCES, P. H. Modeling multiple regime in the business cycle. *Macroeconomic Dynamics*, v. 3, p. 311-340, 1999.
- _____; LUCAS, A. Testing for smooth transition nonlinearity in the presence of outlier. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 17, p. 271-234, 1999.
- _____; STRIKHOLM, B.; TERÄSVIRTA, T. 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.
- _____; TERÄSVIRTA, T.; FRANCES, P. H. Smooth transition autoregressive models – a survey of recent developments. *Econometric Reviews*, v. 21, p. 1-47, 2002.
- DUTT, S. D.; GHOSH, D. The export growth-economic growth nexus: a causality analysis. *Journal of Developing Areas*, v. 30, p. 167-182, 1996.
- EITRHEIM, O.; TERÄSVIRTA, T. 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.
- FRANCES, P. H.; BRUIN, P. de; DIJK, D. J. C. van. *Seasonal smooth transition autoregression*. Econometric Institute Report 2000-06/A, 2000.
- GHATAK, A. Vector-autoregression modeling and forecasting growth of South Korea. *Journal of Applied Statistics*, v. 25, p. 579-592, 1998.
- GILES, J. A.; WILLIAMS, C. L. Export-led growth: a survey of the empirical literature and some non-causality results. Part 1. *The Journal of International Trade & Economic Development*, v. 9, p. 261-337, 2000.
- GRANGER, C. W. J. Investigating casual relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, v. 37, p. 428-438, 1969.
- _____; TERÄSVIRTA, T. *Modeling nonlinear economic relationships*. New York: Oxford University Press, 1993.

- GREENAWAY, D.; SAPSFORD, D. Exports, growth, and liberalization: an evaluation. *Journal of Policy Modeling*, v. 16, p. 165-186, 1994.
- HENRIQUES, I.; SADORSKY, P. Export-led growth or growth-driven exports? The Canadian case. *The Canadian Journal of Economics*, v. 29, n. 3, p. 540-555, 1996.
- HERZER, D.; NOWAK-LEHMANN D. F.; SILIVERSTOV, B. Export-led growth in Chile: assessing the role of export composition in productivity growth. *Developing Economies*, v. 44, n. 3, p. 306-328, 2006.
- JUNG, W. S.; MARSHALL, P. J. Exports, growth, and causality in developing countries. *Journal of Development Economics*, v. 18, p. 1-12, 1985.
- KOSE, M. A.; MEREDITH, G. M.; TOWE, C. M. How has NAFTA affected the Mexican economy? *Review and Evidence*, 2004 (IMF Working Paper, WP/04/59).
- LI, J. Testing granger causality in the presence of threshold effects. *International Journal of Forecasting*, v. 22, p. 771-780, 2006.
- LUNDBERGH, S.; DIJK, D. V.; TERÄSVIRTA, T. Time-varying smooth transition autoregressive models. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 21, p. 104-121, 2003.
- LUSTIG, N. Life is not easy: Mexico's quest for stability and growth. *Journal of Economic Perspectives*, v. 15, n. 1, p. 85-106, 2001.
- MARIN, D. 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, M. C.; DIJK, D. V.; TERÄSVIRTA, T. 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.
- _____; VEIGA, Á. A flexible coefficient smooth transition time series model. *IEEE Transactions on Neural Networks*, v. 16, p. 97-113, 2005.
- MELO, J. de; DHAR, S. *Lessons of trade liberalization in Latin America for economies in transition*. The World Bank, p. 1-40, 1992 (Working Paper Series, n. 1.040).
- ÖCAL, N.; OSBORN, D. R. Business cycle non-linearities in UK consumption and production. *Journal of Applied Econometrics*, v. 15, p. 27-43, 2000.
- PANAYIOTIS, A. R.; DIMITRIS, K. C. The export-output growth nexus: evidence from African and Asian countries. *Journal of Policy Modeling*, v. 27, n. 8, p. 929-940, 2005.
- PÉGUIN-FEISSOLLE, A.; TERÄSVIRTA, T. *A general framework for testing the granger noncausality hypothesis*. Stockholm School of Economics, 1999. Working Paper Series in Economics and Finance, n. 343).
- ROTHMAN, P.; DIJK, V. D.; FRANSES, P. H. Multivariate STAR analysis of money-output relationship. *Macroeconomics Dynamics*, v. 5, p. 506-532, 2001.
- SALVATORE, D. Economic effects of NAFTA on Mexico. *Global Economy Journal*, v. 7, p. 1-13, 2007.
- SHARMA, S. C.; DHAKAL, D. Causal analysis between exports and economic growth in developing countries. *Applied Economics*, v. 26, p. 1.145-1.157, 1994.
- SILIVERSTOV, B.; HERZER, D. *Manufacturing exports, mining exports and growth: cointegration and causality analysis for Chile: 1960-2001*. DIW Berlin, 2005 (Discussion Paper, n. 497).

- _____. Export-led growth hypothesis: evidence for Chile. *Applied Economics Letters*, v. 13, n. 5, p. 319-324, 2006.
- SKALIN, J.; TERÄSVIRTA, T. Another look at Swedish business cycles, 1861-1988. *Journal of Applied Econometrics*, v. 14, p. 359-378, 1999.
- STARTZ, R. Growth states and shocks. *Journal of Economic Growth*, v. 3, p. 203-215, 1998.
- TERÄSVIRTA, T. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive 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.
- _____. Outliers, level shifts, and variance changes in time series. *Journal of Forecasting*, v. 7, p. 1-20, 1988.
- WEISE, C. 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.
- XU, Z. On the causality between export growth and GDP growth: an empirical reinvestigation. *Review of International Economics*, v. 4, p. 172-184, 1996.

BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions in Automatic Control*, v. AC-19, p. 716-772, 1974.
- FRANSES, P. H.; DIJK, D. van. *Non-linear time series models in empirical finance*. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- GRANGER, C. W. J.; TERÄSVIRTA, T. *Modeling nonlinear economic relationships*. New York: Oxford University Press, 1993.
- SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, v. 4, p. 461-464, 1978.

(Originais submetidos em outubro de 2008. Última versão recebida em abril de 2010. Aprovada em abril de 2010.)

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

$$\partial \hat{H}_1 / \partial \mu_{11} = 1 \quad (\text{A.1})$$

$$\partial \hat{H}_1 / \partial \phi_{11} = w_{11t} \quad (\text{A.2})$$

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

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

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

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

$$\partial \hat{H}_2 / \partial \mu_{12} = 1 \quad (\text{A.7})$$

$$\partial \hat{H}_2 / \partial \phi_{12} = w_{12t} \quad (\text{A.8})$$

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

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

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

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

ANEXO B

QUADRO B.1

Séries PIB

País	Fonte	Características	Período
México	OCDE	Número índice (2000 = 100) – com ajuste sazonal	1980:I a 2006:III
Chile	FMI	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

Fonte: Elaboração própria.

QUADRO B.2

Séries exportações

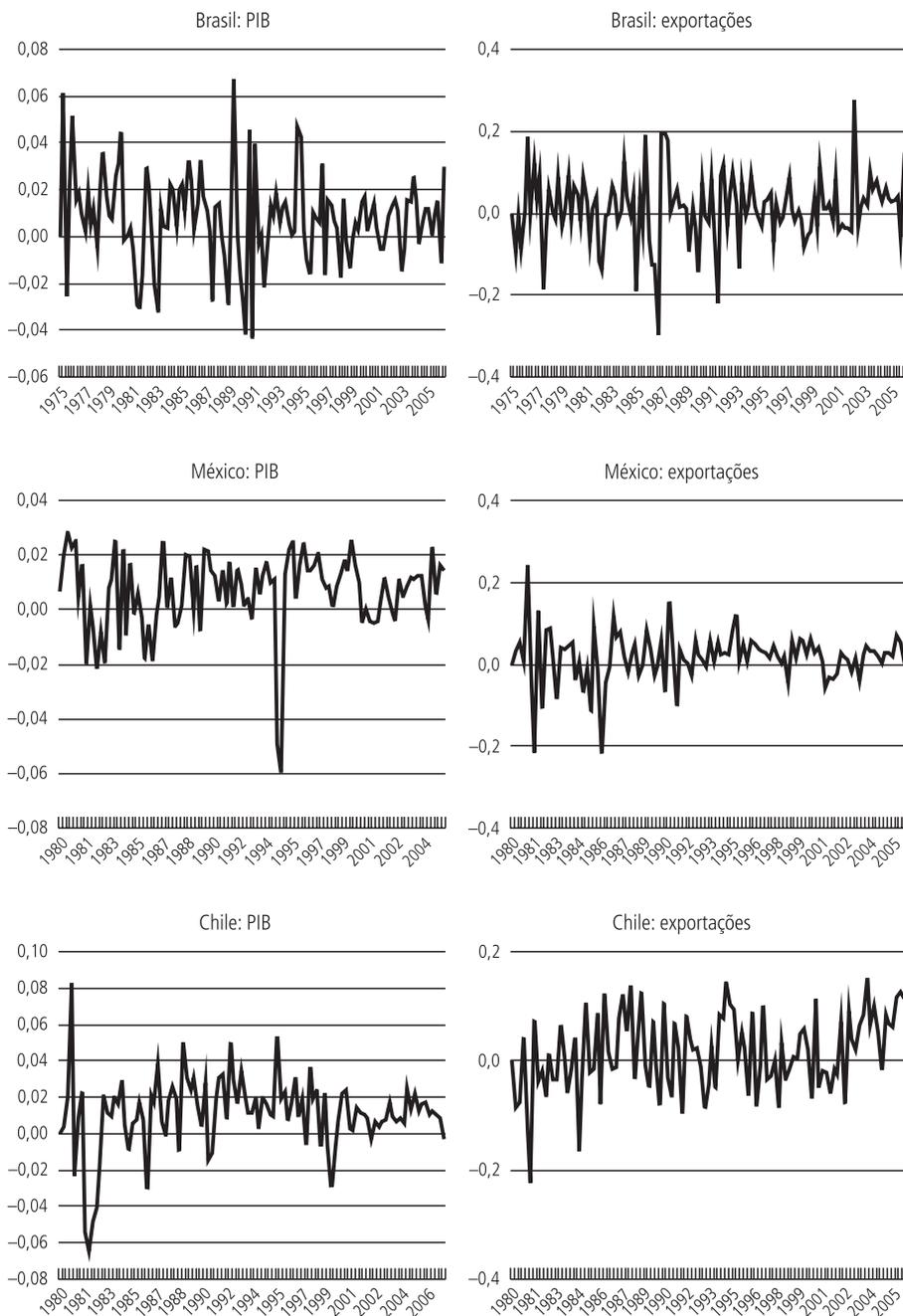
País	Fonte	Características	Período
México	OCDE	Exportações de bens em US\$ bilhões – com ajuste sazonal	1980:I a 2006:III
Chile	FMI	Exportações (F.O.B) em US\$ milhões – sem ajuste sazonal	1980:I a 2006:III
Brasil	OCDE	Exportações de bens em US\$ bilhões – com ajuste sazonal	1975:I a 2006:III

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Foi utilizado o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) dos Estados Unidos para deflacionar todas as séries em dólar.

GRÁFICO B.1

Taxa de crescimento do PIB e das exportações



Fonte: Elaboração dos autores.