UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM TEORIA ECONÔMICA

**TRÊS ENSAIOS SOBRE A RELAÇÃO ENTRE COMÉRCIO INTERNACIONAL E
CRESCIMENTO ECONÔMICO EM UMA PERSPECTIVA NÃO LINEAR**

João Paulo Martin Faleiros

Orientador: Prof. Dr. Denisard Cneio de Oliveira Alves

SÃO PAULO

2011

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Reinaldo Guerreiro
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dra. Elizabeth Maria Mercier Querido Farina
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Pedro Garcia Duarte
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

JOÃO PAULO MARTIN FALEIROS

**TRÊS ENSAIOS SOBRE A RELAÇÃO ENTRE COMÉRCIO INTERNACIONAL E
CRESCIMENTO ECONÔMICO EM UMA PERSPECTIVA NÃO LINEAR**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Doutor em Ciências.

**Orientador: Prof. Dr. Denisard Cneio de
Oliveira Alves**

Versão Corrigida

(versão original disponível na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade)

SÃO PAULO

2011

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Faleiros, João Paulo Martin

Três ensaios sobre a relação entre comércio internacional e crescimento econômico em uma perspectiva não linear / João Paulo Martin Faleiros. – São Paulo, 2011.

130 p.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2012.

Orientador: Denisard Cneio de Oliveira Alves.

1. Econometria 2. Comércio internacional 3. Desenvolvimento econômico I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

CDD – 330.015195

**A Deus e a
minha família,
sempre presente.**

Agradeço antes de tudo, ao único Deus, por ter me guiado até aqui com sabedoria e discernimento. Todas as coisas cooperam para o bem daqueles que amam a Deus e por meio D’ele e por Ele são realizadas todas as coisas.

Agradeço a minha esposa Mariana Arioze Faleiros, a quem amo, aos meus pais, Getúlio Faleiros e Sirlene da Silva Faleiros, minha irmã Rebeca Faleiros, pelo amor, paciência, carinho, afeto, incentivo e suporte dado até aqui em meus estudos. Agradeço as minhas avós, Abadia Faleiros e Rosanita Souza da Silva e a todos os meus tios.

Agradeço ao professor e orientador Denisard Cnéio de Oliveira Alves, pelo apoio e encorajamento contínuos em minha pesquisa e aos professores que constituíram a banca de defesa da Tese. Também ao Professor Wilson Rabahy pelos conselhos e os anos trabalhados na FIPE.

Agradeço aos amigos da FEA, Eduardo Angeli, Elton Jonny, Marcos Yamada, Rubens Morita, José Carlos Domingos da Silva, Andréa Papp e Moisés Diniz Vassallo. A todos os amigos do BNDES e do doutorado em geral.

Que a honra, a glória e o domínio sejam dados a Deus e ao seu único filho, Jesus, por meio do qual há salvação. Amém.

**“Ó profundidade da riqueza, tanto da sabedoria
como do conhecimento de Deus! Quão insondáveis
são os seus juízos, e quão inescrutáveis, os seus
caminhos! Quem, pois, conheceu a mente do Senhor?
Ou quem foi o seu conselheiro? Ou quem primeiro
deu a ele para que lhe venha a ser restituído? Porque
dele, e por meio dele, e para ele são todas as coisas. A
ele, pois, a glória eternamente. Amém!”**

Apóstolo Paulo

RESUMO

Esta tese apresenta três ensaios empíricos sobre a relação entre comércio internacional e crescimento, utilizando modelos empíricos não lineares. No primeiro ensaio, os autores propõem o modelo MR-STVEC (*Multiple Regime Smooth Transition VEC*), para uma amostra de quatro países desenvolvidos (Estados Unidos, Canadá, Japão e Alemanha), na perspectiva de avaliar de que modo as exportações influenciam a produtividade total dos fatores (PFT). Os resultados indicam que as exportações possuem um mecanismo de reverter possíveis choques negativos de produtividade. Adicionalmente, para o Canadá e Alemanha, quando há um movimento de ascensão da produtividade, proveniente de um eventual choque positivo, as exportações também agem, mas de modo a restringi-lo. O segundo ensaio verifica a relação de causalidade entre variáveis de comércio internacional (exportações e importações) e a taxa de crescimento do produto, aqui mensurado pela produção industrial. Neste caso, a amostra é composta de vinte nações com diferentes níveis de renda. Uma abordagem empírica alternativa, denominada entropia de transferência (ET), é aplicada, com a vantagem de não assumir *a priori* qualquer tipo de especificação paramétrica. Os resultados mostram que o comércio internacional é um importante fator para melhor entender crescimento, em termos do conceito de redução de incertezas futura, com destaque para as exportações quando são considerados países em desenvolvimento. Entretanto, o sentido de causalidade reversa é predominante na amostra, em especial para países mais ricos. Por fim, o último ensaio segue o argumento de Hausman *et al* (2007) e avalia se o grau de especialização das exportações e importações cria uma possível não linearidade entre abertura comercial e renda *per capita*. Em outras palavras: a composição da pauta de exportação e importação pode alterar a capacidade que a abertura comercial tem em explicar o diferencial de renda entre nações? Para verificar esta hipótese, aplica-se o modelo de painel com transição suave para 110 países, seguindo o mesmo procedimento Frankel e Romer (1999), evitando assim o problema de endogeneidade. Os resultados empíricos indicam que quando as exportações são especializadas em *commodities* e as importações são diversificadas, a abertura não é capaz de influenciar a renda. Por outro lado, se as exportações são mais diversificadas, independentemente do grau de especialização que as importações venham apresentar, a abertura torna-se relevante em explicar o diferencial de renda entre as nações.

ABSTRACT

The present dissertation is composed of three essays that study the relations between economic growth and international trade through nonlinear empirical models. In the first essay, the author uses Multiple Regimes Smooth Transition Vector Error-Correction Models (MR-STVEC) for a sample of developed countries (United States, Canada, Japan and Germany) in order to evaluate how exports may affect productivity.

The results indicate that exports may reverse a drop of productivity. Furthermore, in particular for Canada and Germany, exports are able to restrict productivity when there is an ascent movement. The second essay examines the causality between foreign trade variables (exports and imports) and output growth, as measured by industrial production. Here, the sample is composed of twenty nations with different income levels. An alternative time series empirical approach called transfer entropy (ET) is applied; it does not impose any aprioristic parametric function. The results show that trade is an important factor for the understanding of output growth, particularly exports when we focus on some developing countries. However, the reverse causality is also observed and, in general, is preeminent. Finally, the last essay follows the arguments of Hausman et al (2007) in order to verify if sectorial specialization of exports and imports creates nonlinearities between the degree of openness of an economy and its per capita income. In other words: the compositions of exports and imports can change the capacity that the economic degree of openness has to explain the income differentials among countries? In order to address this issue, the third essay applies a Panel Smooth Transition Model for 110 countries, following the same procedure of Frankel e Romer (1999) to avoid endogeneity problem. Results indicate that when exports are specialized in commodities and imports are diversified, openness do not influence income. Otherwise, if exports are diversified, independently of the levels of import's specialization, openness turns out to be relevant to explain per capita income.

SUMÁRIO

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS	2
LISTA DE QUADROS	4
LISTA DE TABELAS.....	5
LISTA DE GRÁFICO	7
1 ENSAIO I: DE QUE MODO AS EXPORTAÇÕES CAUSAM A PRODUTIVIDADE? UMA ANÁLISE POR MEIO DO MODELO MR-STVEC PARA OS ESTADOS UNIDOS, CANADÁ, JAPÃO E ALEMANHA.	8
1.1 Introdução.....	8
1.2 Considerações sobre a relação entre Produtividade e Exportações	11
1.3 O Modelo MR-STEC	17
1.4 Especificação do Modelo MR-STVEC	19
1.4.1 Procedimento “específico para o geral”	19
1.4.2 Procedimento “específico para o geral para o específico”	22
1.4.3 Propriedades do Tamanho e Poder dos Testes LR	24
1.5 Avaliação dos Resultados.....	32
1.5.1 Dados.....	32
1.5.2 Resultados dos Testes de Especificação.....	33
1.5.3 Análise dos Resultados.....	37
1.6 Conclusão	48
2 ENSAIO II: REAVALIANDO A RELAÇÃO ENTRE COMÉRCIO INTERNACIONAL E CRESCIMENTO POR MEIO DA ABORDAGEM DE ENTROPIA DE TRANSFERÊNCIA.....	50
2.1 Introdução.....	50
2.2 Entropia de Transferência.....	55
2.2.1 Codificando as Séries de Econômicas.....	58
2.2.2 Teste de Significância da Entropia de Transferência Efetiva	60
2.3 Crescimento Econômico e a Entropia de Transferência	61
2.4 Avaliação Empírica	64
2.4.1 Base de dados	64
2.4.2 Resultados	65
2.5 Conclusão	77
3 ENSAIO III: GRAU DE ESPECIALIZAÇÃO NO COMÉRCIO INTERNACIONAL CONDICIONA O IMPACTO DA ABERTURA COMERCIAL SOBRE A RENDA?	80
3.1 Introdução.....	80
3.2 O Modelo de Regressão em Pannel com Transição Suave	84
3.3 Estratégia de Especificação e Estimação do modelo PSTR.....	85
3.4 Base de Dados e Resultados.....	87
3.4.1 Dados.....	87
3.4.2 Estratégia de Instrumentalização e Resultados	90
3.4.3 Discussão dos Resultados.....	106
3.5 Conclusão	110
REFERÊNCIAS	112
ANEXOS	119

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AIC: Akaike Info Criterion
 ARCH: Autoregressive Conditional Heterocedastic
 ARG: Argentina
 BRA: Brasil
 CAN: Canadá
 CEPPI: Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales
 CHI: China
 CHL: Chile
 CONTRADE: Commodity Trade Statistics Database
 ET: Entropy Transfer
 ET: Entropy Transfer Effective
 EUA: Estados Unidos
 FE: Fixed Effect
 IV: Instrumental Variable
 FMI: Fundo Monetário Internacional
 GBR: Grã-Bretanha
 GER: Alemanha
 GI: Generalized Impulse
 GI: Generalized Impulse Response
 HKG: Hong Kong
 ICE: Índice de Competitividade das Exportações
 IFS: International Financial Statistics
 IMF: International Monetary Fund
 IND: India
 JAP: Japão
 KWT: Kuwait
 HC: Heteroscedasticity Consistent
 LR: Likelihood Ratio Statistic
 LSTAR: Logistic Smooth Transition Autoregressive
 LSTR: Logistic Smooth Transition Regression
 MAR: Marrocos
 MR-STVEC: Multiple Regime Smooth Transition Vector Error Correction
 NAFTA: North American Free Trade Agreement
 NDI: Normalized Directionality Index
 NLS: Non Linear Least Squares
 OCDE: Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico
 OECD: Organisation for Economic Co-operation and Development
 PIB: Produto Interno Produto
 PSTR: Panel Smooth Transition Regression
 PTF: Produtividade Total dos Fatores
 PTFD: Produtividade Total dos Fatores Descontada
 PTR: Panel Transition Regression
 REA: Relative Explanation Added
 SQR: Soma do Quadrado dos Resíduos
 SAU: Arábia Saudita
 ST: Standard Testes
 STAR: Smooth Transition Autoregressive

STSA: Symbolic Time Series Analysis
STVEC: Smooth Transition Vector Error Correction
TAR: Threshold Autoregressive
VAR: Vector Autoregressive
VEC: Vector Error Correction
UN: United Nation
WDI: World Development Indicators
ZAF: África do Sul

LISTA DE QUADROS

Quadro D1: Séries Econômicas.....	125
Quadro E1: Propriedade dos Dados	126
Quadro E2: Descrição dos produtos que compõem o setor 1 de <i>commodities</i> e setor 2 de maior intensidade tecnológica	129

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1: Mecanismo não linear de desvio e de retorno ao equilíbrio de longo prazo	17
Tabela 1.2: Tamanho Empírico dos Testes LR do procedimento “específico para o geral para o específico”	26
Tabela 1.3: Tamanho Empírico dos Testes LR do procedimento “específico para o geral”	29
Tabela 1.4: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral” para o MR-STVEC gerado em (iv)	31
Tabela 1.5: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral” para o MR-STVEC gerado em (v)	31
Tabela 1.6: Teste Traço de Razão de Verossimilhança	34
Tabela 1.7: p-valores do Teste LR para o procedimento “específico para o geral para o específico” ..	34
Tabela 1.8: p-valores do Teste LR para o procedimento “específico para o geral”	36
Tabela 1.9: Resultados da Estimação do MR-STVEC	38
Tabela 1.10: Resultados do Teste de Causalidade de Granger	44
Tabela 2.1: Estimativas da Entropia de Transferência Efetiva ($EX \rightarrow Y$)	67
Tabela 2.2: Estimativas da Entropia de Transferência Efetiva ($Y \rightarrow EX$)	68
Tabela 2.3: Estimativas da Entropia de Transferência Efetiva ($IM \rightarrow Y$)	69
Tabela 2.4: Estimativas da Entropia de Transferência Efetiva ($Y \rightarrow IM$)	70
Tabela 2.5: NDI - Exportações	72
Tabela 2.6: NDI – Importações	73
Tabela 2.7: REA – Exportações	74
Tabela 2.8: REA – Importações	75
Tabela 2.9: Comparação entre a renda per capita e o domínio do fluxo de informação	77
Tabela 3.1: Propriedade dos Dados	88
Tabela 3.2: Estatística Descritiva do Índice de Balassa por período	89
Tabela 3.3: Estatística Descritiva do Índice de Balassa por faixa de renda	90
Tabela 3.4: Equação de Comércio Bilateral – Modelo Gravitacional (1970-2005)	91
Tabela 3.5: Modelo Linear para relação entre Renda per capita e Abertura Comercial	94
Tabela 3.6: Modelo não linear PTR para relação entre Renda per capita e Abertura Comercial	96
Tabela 3.7: Resultados do Teste de Especificação (p-valor)	97
Tabela 3.8: Modelo não linear PSTR(2) para relação entre Renda per capita e Abertura Comercial ...	99
Tabela 3.9: Participação dos países por regime e período (em %)	103
Tabela B1: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral para o específico” para o MR-STVEC gerado em (ii)	121

Tabela B2: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral para o específico” para o MR-STVEC gerado em (iii)	121
Tabela B3: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral para o específico” para o MR-STVEC gerado em (vi)	122
Tabela C1: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral” para o MR-STVEC gerado em (ii).	123
Tabela C2: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral” para o MR-STVEC gerado em (iii).	123
Tabela C3: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral” para o MR-STVEC gerado em (vi).	123
Tabela F1: Modelo não linear PSTR(1) para relação entre Renda per capita e Abertura Comercial..	130

LISTA DE GRÁFICO

Gráfico 1.1: Evolução trimestral do log da PTF e do indicador de competitividade das exportações..	12
Gráfico 1.2: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral” para o modelo MR-STVEC gerado em (iv)	27
Gráfico 1.3: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral” para o modelo MR-STVEC gerado em (v)	28
Gráfico 1.4: Evolução da função de transição $F(\cdot)$, $G(\cdot)$ e do $\log$ da PTF_{t-4} – Estados Unidos.....	41
Gráfico 1.5: Evolução da função de transição $F(\cdot)$, $G(\cdot)$ e do $\log$ da PTF_{t-4} – Canadá.	41
Gráfico 1.6: Evolução da função de transição $F(\cdot)$, $G(\cdot)$ e do $\log$ da PTF_{t-4} – Japão.	41
Gráfico 1.7: Evolução da função de transição $F(\cdot)$, $G(\cdot)$ e do $\log$ da PTF_{t-2} – Alemanha.....	41
Gráfico 1.8: Evolução da função de transição $F(\cdot)$, $G(\cdot)$ e do indicador de competitividade das exportações $_{t-4}$ – Japão.....	42
Gráfico 1.9: Evolução da função de transição $F(\cdot)$, $G(\cdot)$ e do indicador de competitividade das exportações $_{t-2}$ – Alemanha.....	42
Gráfico 1.10: Função de Resposta ao Impulso Generalizada (GIR) do $\log$ da PTF para choques incididos sobre a produtividade.....	46
Gráfico 1.11: Função de Resposta ao Impulso Generalizada (GIR) do índice de competitividade das exportações para choques incididos sobre a produtividade.....	47
Gráfico 3.1: Dispersão entre o valor atual da abertura comercial e o valor estimado (variável instrumental).....	93
Gráfico 3.2: (a) Função de transição g_1 e (b) Função de transição g_2 (modelo IV)	101
Gráfico 3.3: Variação da elasticidade da abertura comercial de acordo com o índice de Balassa.....	102
Gráfico 3.4: Distribuição de países entre regimes e faixa de renda	104
Gráfico 3.5: Distribuição dos principais países entre regimes, para os intervalos entre 1970 e 2005	105

1 ENSAIO I: DE QUE MODO AS EXPORTAÇÕES CAUSAM A PRODUTIVIDADE? UMA ANÁLISE POR MEIO DO MODELO MR-STVEC PARA OS ESTADOS UNIDOS, CANADÁ, JAPÃO E ALEMANHA.

1.1 Introdução

Existe relação de causalidade entre crescimento econômico e exportações? Qual é sua natureza e o sentido de orientação em que isso vem a ocorrer? Tais questionamentos ganharam espaço na literatura sobre crescimento econômico a partir dos anos 80, sendo que é possível apontar pelo menos três principais razões para tal. A primeira delas é o debate que perdura durante dois séculos entre os economistas sobre os benefícios de uma abertura comercial. Em seguida, destacam-se as dificuldades enfrentadas pelo modelo de substituição de importações, no final da década de 70, e o sucesso de algumas economias do leste asiático através da experiência de um modelo de crescimento orientado para o mercado externo. E por fim, o elevado grau de protecionismo comercial dos países ricos no pós-guerra (Krueger, 1980; Bruton, 1989; Edwards, 1993; Ben-David e Loewy, 1997; e Vamvakidis, 2002).

Atualmente, a teoria econômica não encontraria maiores dificuldades em responder afirmativamente ao primeiro questionamento aqui enunciado e salientaria que a natureza dessa causalidade, em larga medida, está associada à produtividade do país. Ou seja, a relação entre crescimento e exportações se processa via produtividade. Entretanto, o que ainda não está muito claro é o sentido de orientação em que isso vem a ocorrer.

Por um lado está a corrente de economistas que advogam que a produtividade do país é orientada pelas exportações. E esta visão advém da concepção histórica, que perdura desde Adam Smith, de que o comércio internacional é motor do crescimento econômico. Para Balassa (1978), por exemplo, as exportações promovem alocação de recursos de acordo com a vantagem comparativa do país, permitindo maior utilização de sua capacidade e exploração de economias de escala, assim como, a melhoria tecnológica em resposta à competição externa. O artigo de Feder (1982) foi um dos primeiros estudos a formalizar o impacto das exportações sobre o crescimento, a partir de um modelo com dois setores, sendo que um deles, o setor exportador, possui um fator de produtividade superior e responsável pela geração de externalidades ao setor não exportador. 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. Por sua vez, Rodrik (1995) argumenta que a grande abertura do comércio e ações com um viés exportador promovem melhorias técnicas e aumento do investimento privado, e, por conseguinte, maior crescimento econômico. Em contato com o mercado externo, as firmas podem aumentar seus níveis de produtividade e trazer benefícios ao país. Em De Loecker (2007), pelo fato das firmas entrarem no mercado de exportações, ganham novos conhecimentos e *expertise* que permitem a melhoria de seu nível de eficiência.

De outro lado, estão os economistas que colocam em xeque esse mecanismo de propagação do crescimento econômico. Segundo eles, não existe necessariamente uma dinâmica de crescimento que se processa das exportações para o produto. Pelo contrário, a expansão das exportações seria uma reposta ao aumento de produtividade doméstica (Krugman, 1984; Bhagwati, 1988). No artigo de Edwards (1993), após realizar uma extensa discussão a respeito do papel das exportações para o crescimento, o autor questiona até que ponto a causalidade se processa do crescimento das exportações para o crescimento do PIB. E a origem dessa dúvida está associada aos problemas de especificação recorrentemente encontrados nas equações de produção estimadas e a possibilidade de existência de outros canais que tenham impacto sobre a produtividade, tais como as importações. Outros autores deram destaque a esse último fator em detrimento das exportações (Esfahani, 1991; Grossman e Helpman, 1991; Coe e Helpman, 1995; Lawrence e Weinstein, 1999). Recentemente alguns estudos no âmbito da firma vêm contestando a dinâmica de *learning-by-exporting* como fonte de impacto sobre o crescimento, trazendo evidências de que somente as firmas mais produtivas se lançam às exportações, influenciando diretamente sua performance (Aw *et al*, 1997; Clerides *et al*, 1998; Bernard e Jansen, 1999; Bernard *et al*, 2007).

Tal dicotomia acadêmica acaba colocando em questão possíveis ações dos formuladores de política econômica no sentido de promover as exportações como forma de trazer benefícios à produtividade de um país, e, por conseguinte, ao crescimento.

Este capítulo, portanto, se insere nesta discussão e vai evidenciar que as exportações podem ser relevantes para explicar a produtividade de um país, e, por conseguinte, o seu crescimento econômico, destacando quatro economias com renda *per capita* elevada e níveis diferentes de

participação das exportações no PIB, os Estados Unidos, Canadá, Japão e Alemanha. Esta causalidade tem como origem fundamental o nível de competitividade das exportações. Em outras palavras, existe relação de longo prazo, avaliada pelo método de cointegração, entre a produtividade total dos fatores, calculada como resíduo de uma função Cobb-Douglas convencional, e o nível de competitividade das exportações, calculada pela participação das receitas de exportações de cada um dos quatro países sobre a receita total de exportação no mundo? Visto que, sob certas condições, esta última variável é umas das responsáveis pela condução da produtividade total dos fatores.

Além de corroborar a visão tradicional, será evidenciado que a influência do padrão de competitividade das exportações é importante para reverter uma trajetória de queda da produtividade dos países em questão, ou mesmo, dependendo do tamanho do setor exportador na economia, age para restringir choques positivos de produtividade, como no caso canadense e alemão, situações estas muito pouco exploradas pela literatura empírica. Todos esses movimentos têm como pressuposto básico que a origem dos choques advém de dois setores pelos quais a economia está dividida, um exportador e outro não exportador. Além disso, assume-se que o índice de competitividade das exportações é uma boa *proxy* da produtividade do setor exportador.

Em contrapartida, será possível também verificar, em especial para o Japão e Alemanha, que na presença de um mercado doméstico relativamente amplo, com forte intercâmbio produtivo entre os setores exportador e não exportador, a ocorrência de choques positivos de produtividade ensejam um aumento do nível de competitividade das exportações, trazendo evidências de uma causalidade reversa, atestando a visão crítica.

Contudo, para a obtenção desses resultados foi necessário flexibilizar a especificação do modelo de vetor de correção de erros (VEC), permitindo a existência de pelo menos quatro regimes em que há possibilidade da ocorrência de ajustamentos de curto prazo. Logo, optou-se por utilizar o modelo, aqui denominado, MR-STVEC (*Multiple Regime Smooth Transition VEC*). Dos quatro regimes propostos, dois caracterizam o processo de desvio à dinâmica de longo prazo, dado pelo vetor de cointegração, em que se espera que não haja processo de ajustamento. Enquanto os demais indicam o processo de retorno ao atrator, esperando-se, portanto, a ocorrência dos ajustamentos de curto prazo, a depender das características de cada

país, seja via reversão e restrição dos choques de produtividade, seja por meio da elevação e queda do nível de competitividade das exportações.

A estimação dos modelos MR-STVEC, assim como toda a família desses modelos, exige que seja realizada uma estratégia de especificação, que neste capítulo se baseará no trabalho de Lundbergh *et al* (2003) em que se realiza dois tipos de procedimento. Como aqui o tratamento é bivariado, será aplicado o teste de razão de verossimilhança (LR). Torna-se também necessário avaliar o poder do teste para ambos os procedimentos, levando em conta que a literatura empírica se concentra somente no caso univariado.

Com vistas a evidenciar todos estes aspectos, este capítulo é organizado em mais cinco seções. A seção 1.2 trará mais considerações a respeito da relação entre produtividade total dos fatores e o índice de competitividade das exportações aqui sugerido. A seção 1.3 apresenta o modelo MR-STVEC, seguida da seção 1.4 que abordará a estratégia de especificação, tal como a análise do poder do teste. Por sua vez, a seção 1.5 discutirá o modo como as séries foram construídas e também os resultados obtidos. E finalmente, a seção 1.6 conclui este primeiro capítulo.

1.2 Considerações sobre a relação entre Produtividade e Exportações

Como destacado, a literatura econômica, de modo geral, não possui muitas restrições de ordem teórica para relacionar exportações à produtividade de um país. Tal como salienta os trabalhos de Kunst e Marin (1989) e Marin (1992), até mesmo por meio de um breve exame empírico é possível verificar uma trajetória conjunta entre exportações e produtividade, incluindo nessa análise, não só países em desenvolvimento, mas aqueles com elevado nível de renda *per capita*. De fato, ao realizar uma inspeção casual entre as séries da produtividade total dos fatores (PTF) de quatro países nessa faixa de renda, no caso, Estados Unidos, Canadá, Alemanha e Japão, e a participação de suas receitas de exportações de bens no total exportado mundialmente, doravante denominado indicador de competitividade das exportações (ICE), nota-se que as estas duas séries co-evoluem ao longo dos últimos 60 anos, como aponta o Gráfico 1.1.

Gráfico 1.1: Evolução trimestral do log da PTF (linha cheia) e do indicador de competitividade das exportações (linha tracejada)

A produtividade total dos fatores foi calculada como resíduo de uma típica função Cobb-Douglas, expressa em (1.1), tal que o produto seja função do estoque de capital¹ e do número total de trabalhadores. Como propõe Hall e Jones (1999), assumiu-se que a elasticidade do capital α é igual a 1/3 e com base no trabalho de Issler *et al* (2004), foi considerado que o progresso tecnológico do país evolui exogenamente, de acordo com o modelo de Solow padrão.

$$Y_t = A_t K_t^\alpha (L_t \exp(\theta_t))^{1-\alpha} \quad (1.1)$$

¹ O estoque de capital inicial foi calculado tomando como base o procedimento de Hall e Jones (1999), considerando que o consumo de capital fixo foi utilizado como o montante depreciado a cada trimestre. Os dados foram obtidos do Fundo Monetário Internacional. Mais detalhes sobre o cálculo da PTF serão destacados adiante na seção 1.5 deste capítulo.

tal que, Y_t , K_t , L_t e A_t , são, respectivamente, o produto, o estoque de capital, o total de trabalhadores e a produtividade total dos fatores do país no período t , tal que, $t = 1, \dots, T$, sendo que θ é o progresso tecnológico exógeno.

A participação das exportações de bens do país no total do valor exportado no mundo, além de ser uma boa medida para caracterizar a trajetória do padrão competitivo das exportações, pode também ser considerada como *proxy* para a variação da produtividade do setor exportador. Essa suposição torna-se factível, uma vez que este indicador, de modo bem abrangente, acaba por refletir os mecanismos econômicos convencionalmente propostos pela literatura que associa o papel das exportações de uma nação à sua produtividade. Pode-se citar, a ocorrência de exploração de economias de escala, melhora da eficiência técnica, melhoria dos termos de troca, dentre outros. Isso vem a significar, por exemplo, que um aumento de participação das exportações de um país no total exportado pelo mundo indica que houve alguma contrapartida favorável na produtividade do setor exportador, independentemente do sentido de orientação de causalidade em que isso venha a acontecer.

Feitas estas considerações, resta saber se esta evolução conjunta se traduz, de fato, em uma relação de longo prazo. Para tanto, utiliza-se o teste de cointegração proposto por Johansen (1988 e 1991) envolvendo as duas séries, metodologia esta muito utilizada nos principais estudos empíricos sobre o tema (Marin, 1992; Henriques e Sadorsky, 1996; Awokuse, 2007)². Com vistas a depreender qual é o sentido de orientação existente entre os processos, estima-se um vetor de correção de erro. Neste arcabouço, como de praxe, o padrão de causalidade é convencionalmente identificado, tanto pela dinâmica de ajustamentos dos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo, como pela interação existente entre as defasagens do sistema, diagnosticado pelo teste de causalidade de Granger, proposto por Granger (1969).

No contexto aqui proposto, se houver indício de cointegração e de que a dinâmica de ajustamento se processa pela PTF, conclui-se que o movimento de causalidade de longo prazo se processa das exportações para a produtividade total dos fatores. Contudo, o vetor de correção de erros estimado irá implicar, neste caso, que a produtividade total dos fatores, já descontada dos efeitos do indicador de competitividade das exportações (PTFD), é

² Os estudos de Greenaway e Sapsford (1994) e Giles e Williams (2000a e 2000b) fazem uma extensa coletânea de trabalhos empíricos que também testam a existência de causalidade entre exportações e crescimento.

determinada como resíduo da relação de longo prazo. Portanto, sua evolução torna-se meramente reativa à dinâmica de ajustamento ao equilíbrio deste sistema. Dada a conjunção de vários fatores que atuam sobre a PTF, esta restrição torna-se pouco factível, principalmente para países com setor não exportador amplo, que influencia a produtividade de um país, independente do nível de competitividade que as exportações venham a apresentar³.

Via de regra, a literatura que faz o uso desta abordagem empírica não leva em conta esse aspecto, pois grande parte das análises que testam a hipótese de orientação de crescimento via exportações se concentram em países em desenvolvimento que apresentam, em geral, economias com mercado doméstico pequeno e matriz produtiva, preponderantemente voltada para fora. Em economias menores, torna-se mais provável que a escala de eficiência mínima seja maior do que o tamanho do mercado doméstico, indicando a necessidade de voltar parte de sua produção ao comércio internacional. Entretanto, quando se analisa países, tais como Estados Unidos e Japão, como propõe o artigo de Marin (1992), em que há mercado interno relativamente amplo e a forte presença de setores com bens não comercializáveis, o modelo linear torna-se pouco factível.

Portanto, o que se faz necessário, é relaxar a suposição imposta pelo vetor de correção de erros convencional de que, necessariamente, as exportações sempre restringem potenciais choques positivos de produtividade não relacionados com o padrão de competitividade da atividade exportadora, fazendo com que a PTFD seja puramente reativa. Sendo assim, o que se sugere neste capítulo é a hipótese de que esta dinâmica de ajustamento é não linear, tal que haja alternância entre regimes definidos tanto pelos desvios ao equilíbrio de longo prazo, como pelos regimes de retorno, que pode se processar de dois modos: via indicador de competitividade das exportações ou pela própria PTF.

Quais os motivos de ordem teórica para a existência desse padrão não linear? Para responder a esta questão assume-se que a economia é dividida em dois principais setores, como propõe Feder (1982). O primeiro agrega as empresas exportadoras e toda a sua cadeia produtiva, todavia, não exime a possibilidade de atuação no mercado doméstico. Já o segundo setor

³ A inclusão de outras variáveis no sistema seria uma forma de flexibilizar a restrição imposta pelo modelo linear. Entretanto, esta opção pode ser pouco factível em virtude das dificuldades de se mensurar os diversos efeitos relacionados à PTF isentos da ação do padrão competitivo das exportações. O cálculo do resíduo, portanto, torna-se muito mais simples e oportuno. Levando-se ainda em conta que existe uma grande dificuldade de se obter a produtividade do setor exportador, principalmente para frequências mais elevadas.

agrega as empresas com produção orientada exclusivamente ao mercado doméstico, ou seja, não exportadoras. Além disso, tal como supõe Feder (1982), nesta economia há possibilidade de *spillovers* tecnológicos entre os setores, como há também um equilíbrio em que a razão entre a produtividade marginal dos fatores do primeiro grupo em relação ao segundo é igual ou superior à unidade, indicando, portanto, que o setor exportador pode apresentar um maior nível relativo de produtividade. Como a análise aqui é dinâmica, assume-se, adicionalmente que haveria um processo de ajustamento no caso de eventuais desequilíbrios nesta relação. A questão, portanto, é identificar qual produtividade será responsável pelo ajuste e isto vai estar diretamente relacionado às características de cada economia.

Nesse contexto, suponha uma economia com razão produto por trabalhador elevada, em que há um mercado doméstico bastante amplo, com predominância da produção no segundo setor e baixa participação do primeiro setor no PIB. Espera-se, portanto, que grande parte das firmas do setor exportador também tenha atuação no mercado doméstico. Por conseguinte, é provável que o grau de sensibilidade de resposta destas empresas à evolução da produtividade dos dois setores tenda a ser semelhante. Na ocorrência de um choque positivo de produtividade, oriundo do setor não exportador, por exemplo, gerará um desvio em relação ao equilíbrio inicial. Como consequência, espera-se que o setor exportador seja responsável pelo restabelecimento do equilíbrio, uma vez que o aumento de produtividade do setor voltado ao mercado doméstico promove aumento da PTF que, por conseguinte, gera externalidades positivas à produtividade do setor exportador, elevando sua competitividade no comércio internacional. Ou seja, neste regime, a produtividade total dos fatores orienta a competitividade das exportações.

Por outro lado, a ocorrência de um choque negativo no setor não exportador também promoverá desvio em relação ao equilíbrio inicial, fazendo a PTF decrescer. Como a produtividade do primeiro setor também responde à dinâmica competitiva no mercado internacional, há possibilidade deste choque não propiciar um declínio em sua produtividade e, conseqüentemente, em seu nível de competitividade no comércio internacional. E isto poderia estar relacionado, por exemplo, ao aprofundamento da geração de externalidades positivas do primeiro para o segundo setor, tal como os termos de troca poderiam se tornar mais favoráveis às exportações, ou até mesmo, um deslocamento de firmas que passariam a comercializar seus produtos internacionalmente. Como tendência de curto prazo, espera-se que o ajustamento se processe pelo próprio setor orientado para o mercado doméstico. O setor

exportador, portanto, agiria como sustentador da PTF, revertendo sua trajetória de queda. Vale destacar, que a velocidade de ajustamento aqui evidenciada dependerá de quão promissor é o mecanismo de *catch-up* das externalidades entre os setores.

Suponha agora uma economia que também possui uma relação produto por trabalhador elevada, mas com um mercado doméstico menor e boa parte de sua produção orientada para fora, conduzindo-o então a uma participação elevada das exportações no PIB. O mecanismo de reversão ao choque negativo de produtividade, orientada pelo setor exportador, não seria muito diferente da economia descrita anteriormente. Entretanto, quando há um choque positivo de produtividade advindo do setor não exportador, não necessariamente implicará que a produtividade do setor exportador reaja endogenamente como se espera em países com mercado doméstico amplo, uma vez que em economias menores é possível que a produtividade do setor exportador possua menor sensibilidade de resposta à evolução da produtividade do setor orientado domesticamente. Poderia existir, por exemplo, no setor exportador um mecanismo de desincentivo de captura de externalidades oriundas do setor não exportador. A sobrevivência de uma inovação (tecnológica ou mudança de processos), advindos do setor não exportador, é posta em xeque se o setor exportador não apropriá-la, tal como o custo de viabilizá-la pode ser muito superior aos benefícios a serem auferidos no comércio internacional. Portanto, haveria uma dissipação desse choque e o restabelecimento do equilíbrio ocorreria por meio do segundo setor, e, por conseguinte, da própria PTF. Consequentemente, nesta economia, o setor exportador agiria de modo a restringir a elevação da produtividade do país.

Toda a dinâmica de ajustamento, portanto, vai estar ligada ao regime de crescimento em que a PTF e a PTFD se encontram, seja em uma trajetória de crescimento ou de queda. Destacando que quanto maior o mecanismo de *catch-up* de externalidades entre os setores, maior a velocidade de ajuste ao equilíbrio. A Tabela 1.1, a seguir, apresenta a dinâmica não linear de desvio e de retorno ao equilíbrio de longo prazo entre a PTF e o indicador de competitividade das exportações (ICE).

Como se observa, existem quatro diferentes situações em que o ajustamento está ou não habilitado, a depender das características econômicas de cada país (por exemplo, tamanho do mercado consumidor e participação das exportações no PIB).

Tabela 1.1: Mecanismo não linear de desvio e de retorno ao equilíbrio de longo prazo

Regime	$\sum \Delta PTF_{t-d}$	$\sum \Delta PTFD_{t-e}$	Movimento	Ajuste via ΔPTF_{t-1}	Ajuste via ΔICE_{t-1}	Mecanismos de Ajuste
1	<0	<0	Desvio ao Equilíbrio de Longo Prazo (<0)	Não	Não	-
2	>0	<0	Retorno ao Equilíbrio de Longo Prazo (<0)	Não	Sim	Aumento da Competitividade das Exportações em resposta à elevação da PTF
				Sim	Não	Nível de Competitividade das Exportações Restringe aumento da PTF
3	<0	>0	Retorno ao Equilíbrio de Longo Prazo (>0)	Sim	Não	Nível de Competitividade das Exportações reverte queda da PTF
				Não	Sim	Diminuição da Competitividade das Exportações em resposta à queda da PTF
4	>0	>0	Desvio ao Equilíbrio de Longo Prazo (>0)	Não	Não	-

Considerando $d > e$, os regimes 2 e 3 refletem, respectivamente, os mecanismos de restrição e sustentação da PTF, caso seja este o processo responsável pelo ajuste ao equilíbrio. Por sua vez, o regime 1 indica o desvio negativo à trajetória de longo prazo, em que há um processo de decrescimento da PTF acumulada sucedido do declínio acumulado da PTFD, enquanto que o regime 4 indica o movimento inverso de desequilíbrio do sistema dinâmico, com ascensão do acumulado da PTF sucedido de trajetória positiva do acumulado da PTFD.

Nestas circunstâncias, a família de modelos econométricos auto-regressivos com transição suave é considerada aqui a mais apropriada para caracterizar essa dinâmica, uma vez que possibilita incorporar os quatro tipos regimes de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo de acordo com a evolução de $\sum \Delta PTF_{t-d}$ e $\sum \Delta PTFD_{t-e}$, descritos na Tabela 1.1.

1.3 O Modelo MR-STEC

Seguindo a proposta de Dijk *et al* (2002) para modelos multivariados da família STAR, o modelo MR-STVEC com p defasagens e quatro regimes é especificado como,

$$\Delta \mathbf{x}_t = \left[\left(\boldsymbol{\mu}_1 + \mathbf{a}_1 \mathbf{z}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \boldsymbol{\Phi}_{1,j} \Delta \mathbf{x}_{t-j} \right) (1 - F(s_{Ft-d})) + \left(\boldsymbol{\mu}_2 + \mathbf{a}_2 \mathbf{z}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \boldsymbol{\Phi}_{2,j} \Delta \mathbf{x}_{t-j} \right) F(s_{Ft-d}) \right] [1 - G(s_{Gt-e})] \quad (1.2)$$

$$+ \left[\left(\boldsymbol{\mu}_3 + \mathbf{a}_3 \mathbf{z}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \boldsymbol{\Phi}_{3,j} \Delta \mathbf{x}_{t-j} \right) (1 - F(s_{Ft-d})) + \left(\boldsymbol{\mu}_4 + \mathbf{a}_4 \mathbf{z}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \boldsymbol{\Phi}_{4,j} \Delta \mathbf{x}_{t-j} \right) F(s_{Ft-d}) \right] G(s_{Gt-e}) + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

tal que, $\mathbf{x}_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt})'$ é um vetor $(k \times 1)$ de séries de tempo; Δ é o operador de primeira diferença; $\boldsymbol{\mu}_i$, $i = 1, 2, 3, 4$ são vetores $(k \times 1)$ de constantes; $\mathbf{a}_i$ é o vetor $(k \times r)$ de coeficientes de ajustamento, tal que r é o número de vetores de cointegração; $\mathbf{z}_t = \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_t$, tal que $\boldsymbol{\beta}$ é um vetor de cointegração $(k \times r)$; $\boldsymbol{\Phi}_{i,j}$, $i = 1, 2, 3, 4$, $j = 1, \dots, p$, são matrizes $(k \times pk)$ dos coeficientes das defasagens a serem estimados; $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{kt})'$ é o vetor de ruídos brancos com média 0 e variância Σ . As funções $F(s_{Ft-d})$ e $G(s_{Gt-e})$ são contínuas e limitadas entre 0 e 1. Considera-se que as funções de transição são logísticas⁴, de acordo com Anderson e Teräsvirta (1992), Teräsvirta (1994) e Dijk *et al* (2002), portanto,

$$F(s_{Ft-d}) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma_F(s_{Ft-d} - c_F) / \hat{\sigma}_{s_F})} \quad (1.3)$$

$$G(s_{Gt-e}) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma_G(s_{Gt-e} - c_G) / \hat{\sigma}_{s_G})} \quad (1.4)$$

tal que, s_t é a variável de transição, $\gamma > 0$ 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 regime⁵. Portanto, o modelo possui relação de longo prazo linear, mas uma dinâmica de retorno ao equilíbrio não linear. Assume-se, adicionalmente, que o modelo é globalmente estacionário, mas que pode apresentar regimes com trajetória de forte persistência.

Além disso, o MR-STVEC pode ser considerado uma extensão do modelo de Rothman *et al* (2001), sendo que a transição entre regimes pode ser dada por variável endógena ou mesmo

⁴ Optou-se por utilizar a função logística uma vez que possibilita alternância entre dois tipos de regimes com características distintas, 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.

⁵ Se $\gamma \rightarrow \infty$, a função de transição pode assumir a especificação TAR (*Threshold Autorregressive*), possibilitando uma transição discreta entre os regimes.

exógena. Com essa estrutura, nos extremos 0 e 1 das funções de transição, o modelo assume 4 diferentes tipos de regimes. Aplicar o MR-STVEC requer uma estratégia coerente de especificação. Portanto, para avaliar se de fato as séries podem ser descritas de acordo com o modelo de múltiplos regimes, é necessário realizar inicialmente testes de especificação para a estrutura com duas funções logísticas.

1.4 Especificação do Modelo MR-STVEC

A necessidade de uma estratégia coerente de especificação é requerida para avaliar se as séries de tempo aqui em consideração podem ser caracterizadas adequadamente pelo modelo em (1.2) ou por apenas um modelo de vetor de correção de erros com apenas uma função de transição (STVEC), como aplicado em Rothman *et al* (2001). Além do que, há outras escolhas a serem feitas, tais como as defasagens p e a identificação dos parâmetros de atraso d ou e .

Para tanto, dois testes de especificação serão executados para a decisão do modelo mais apropriado em um sistema com duas equações, ou seja, se há indícios de ser um VEC linear convencional, um STVEC ou o MR-STVEC. O primeiro procedimento recomendado por Granger (1993) é recorrentemente aplicado na literatura dos modelos da família STAR e é denominado “específico para o geral”. Consiste em realizar um teste de especificação, começando pela estimação do modelo de vetor de correção de erros mais simples, no caso o linear, passando pelo STVEC, até o mais complexo, o MR-STVEC. O segundo procedimento, denominado “específico para o geral para o específico”, foi proposto em Lundbergh *et al* (2003) e consiste em avaliar diretamente se o modelo MR-STVEC é mais apropriado do que o VEC e a partir daí é avaliado se a especificação STVEC com diferentes variáveis de transição são isoladamente apropriadas para caracterizar as séries em questão.

1.4.1 Procedimento “específico para o geral”

Este procedimento inicia-se com o teste de linearidade proposto em Teräsvirta (1994), adaptado para um sistema de duas equações, onde se avalia a hipótese nula $H_0 : \gamma_F = 0$ contra a hipótese alternativa $H_1 : \gamma_F > 0$. Como este coeficiente, *a priori*, não é identificável,

realiza-se a expansão de Taylor de primeira ordem em torno de $\gamma_F = 0$. Sendo assim, executa-se o teste de especificação de uma das funções de transição $F(s_{Ft-d}, \gamma_F, c_F)$ para uma dada função de transição s_{Ft-d} . Neste caso, o teste de razão de verossimilhança (LR) é mais apropriado uma vez que se trata de um sistema de duas equações.

Refutada a hipótese de linearidade, estima-se o modelo VEC com a função de transição (STVECF) 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 Terasvirta (1996) e discutido em Dijk *et al* (2002), modificado para a estrutura de sistemas de equações do STVECF.

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

- A. Estimar o modelo VEC linear e reportar os resíduos de cada uma das equações.
- B. Regredir os resíduos do passo anterior sobre a constante, $\mathbf{z}_t$, $\Delta \mathbf{x}_t$ e computar a matriz de variância-covariância Σ_{11} .
- C. Regredir os resíduos do VEC linear sobre a constante, $\mathbf{z}_t$, $\mathbf{z}_t s_{Ft-d}$, $\Delta \mathbf{x}_t s_{Ft-d}$ 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 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.
- E. Caso se refute a hipótese nula de linearidade, a pelo menos, 10% de significância, estima-se as duas equações por mínimos quadrados não lineares, separadamente. Como em Terasvirta (1994) e Lundbergh *et al* (2003), o valor do parâmetro de atraso d e da variável de transição s_{Ft-d} são escolhidos com base no menor p-valor do teste de linearidade⁶.

O modelo STVECF estimado pode ser definido como,

$$\Delta \mathbf{x}_t = H(\mathbf{z}_t, \Delta \mathbf{x}_t; \Psi) + \hat{\varepsilon}_t = H(\mathbf{z}_t, \Delta \mathbf{x}_t; \hat{\Phi}_1, \hat{\Phi}_2, \hat{\gamma}_F, \hat{c}_F) + \hat{\varepsilon}_t \quad (1.5)$$

⁶ Ver detalhes em Terasvirta (1994), p. 211 e Lundbergh *et al* (2003), p. 107 e 113.

tal que,

$$H(\mathbf{z}_t, \Delta \mathbf{x}_t; \Psi) = \left(\hat{\boldsymbol{\mu}}_1 + \hat{\boldsymbol{\alpha}}_1 \mathbf{z}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \hat{\boldsymbol{\Phi}}_{1,j} \Delta \mathbf{x}_{t-j} \right) (1 - \hat{F}(s_{Ft-d})) \\ + \left(\hat{\boldsymbol{\mu}}_2 + \hat{\boldsymbol{\alpha}}_2 \mathbf{z}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \hat{\boldsymbol{\Phi}}_{2,j} \Delta \mathbf{x}_{t-j} \right) \hat{F}(s_{Ft-d}) \quad (1.6)$$

A equação (1.5) pode ser reescrita como,

$$H(\mathbf{z}_t, \Delta \mathbf{x}_t; \Psi) = \boldsymbol{\beta}'_1 \mathbf{z}_{t-1} + \boldsymbol{\beta}'_2 \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{t-p} + (\boldsymbol{\beta}'_3 \mathbf{z}_{t-1} + \boldsymbol{\beta}'_4 \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{t-p}) F(s_{Ft-d}) \quad (1.7)$$

tal que, $\tilde{\mathbf{x}}_t = [\mathbf{1} \quad \mathbf{x}'_t]'$, $\boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2, \boldsymbol{\beta}_3$ e $\boldsymbol{\beta}_4$ são combinações lineares de $\hat{\boldsymbol{\Phi}}_{i,j}$ e $\hat{\boldsymbol{\alpha}}_i$. Sendo assim, para a realização do teste *LR* para múltiplos regimes, deve-se proceder conforme o próximo estágio.

F. Regredir o resíduo do modelo STVEC_F sobre $\nabla \hat{H}(s_{Ft}; \boldsymbol{\theta}_1) = \partial \hat{H}(s_{Ft}; \hat{\boldsymbol{\theta}}_1) / \partial \boldsymbol{\theta}_1$ ⁷, onde $\boldsymbol{\theta}_1 = (\boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2, \boldsymbol{\beta}_3, \boldsymbol{\beta}_4, \gamma_F, c_F)'$, para assim obter a matriz de variância-covariância do modelo restrito $\boldsymbol{\Sigma}_{21}$.

G. Regredir cada resíduo do modelo STVEC_F sobre $\nabla \hat{H}(s_{Ft}; \boldsymbol{\theta}_1) = \partial \hat{H}(s_{Ft}; \hat{\boldsymbol{\theta}}_1) / \partial \boldsymbol{\theta}_1$, onde $\boldsymbol{\theta}_1 = (\boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2, \boldsymbol{\beta}_3, \boldsymbol{\beta}_4, \gamma_F, c_F)'$ e sobre a expansão de Taylor de primeira ordem da função $G(s_{Gt-e}, \gamma_G, c_G)$, em torno de $\gamma_G = 0$, ou seja, $\mathbf{z}_t s_{Gt-e}$ e $\Delta \mathbf{x}_t s_{Gt-e}$, assim como, $\mathbf{z}_t \hat{F}(s_{Ft-d}) s_{Gt-e}$ e $\Delta \mathbf{x}_t \hat{F}(s_{Ft-d}) s_{Gt-e}$ para obter a matriz de variância-covariância do modelo não restrito $\boldsymbol{\Sigma}_{22}$ ⁸.

H. Calcular a estatística $LR_2 = (T - c) \{ \log(\boldsymbol{\Sigma}_{21}) - \log(\boldsymbol{\Sigma}_{22}) \}$ 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.

⁷ Para mais detalhes sobre a derivada parcial com relação aos coeficientes estimados do STVEC, consultar Anexo A.

⁸ O artigo de Dijk e Franses (1999) apresenta o mesmo procedimento para o caso univariado aplicado.

Se a hipótese nula é refutada, então o MR-STVEC pode ser estimado por mínimos quadrados não lineares. Para escolha da variável de transição de $G(s_{Gt-e}, \gamma_G, c_G)$, utiliza-se novamente como critério o menor p-valor.

1.4.2 Procedimento “específico para o geral para o específico”

Para este procedimento Lundbergh *et al* (2003) propõem testar diretamente a especificação linear contra a especificação do MR-STVEC. Se a hipótese nula de linearidade for rejeitada, testa-se duas sub-hipóteses em que se avalia se os modelos STVEC_F e STVEC_G são individualmente necessários para a caracterização das séries. Se estas duas hipóteses forem refutadas, temos indícios de que as séries podem ser descritas como um MR-STVEC. Antes de descrever os passos para a execução deste procedimento, a equação em (1.2) pode ser descrita da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} \Delta \mathbf{x}_t = & \delta'_1 \mathbf{z}_{t-1} + \delta'_2 \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{t-p} + (\lambda'_1 \mathbf{z}_{t-1} + \lambda'_2 \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{t-p}) F^*(s_{Ft-d}) + \\ & + (\pi'_1 \mathbf{z}_{t-1} + \pi'_2 \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{t-p}) G^*(s_{Gt-e}) + (\kappa'_1 \mathbf{z}_{t-1} + \kappa'_2 \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{t-p}) F^*(s_{Ft-d}) G^*(s_{Gt-e}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1.8)$$

tal que, $\tilde{\mathbf{x}}_t = [\mathbf{1} \quad \mathbf{x}'_t]'$, $\delta_1, \delta_2, \lambda_1, \lambda_2, \pi_1, \pi_2, \kappa_1$ e κ_2 são combinações lineares de $\Phi_{i,j}$ e α_i , além do que, $F^*(s_{Ft-d}) = F(s_{Ft-d}) - 1/2$ e $G^*(s_{Gt-e}) = G(s_{Gt-e}) - 1/2$, considerando ainda ε_t como ruído branco. Esta reparametrização permite enunciar a hipótese de linearidade $H_0 : \gamma_F = \gamma_G = 0$. Como os parâmetros a expressão (1.8) também apresentam problemas de identificação, será aplicada uma expansão de Taylor de primeira ordem ao redor da hipótese nula. Sendo assim, (1.8) pode ser descrita como:

$$\begin{aligned} \Delta \mathbf{x}_t = & \delta_1^{*'} \mathbf{z}_{t-1} + \delta_2^{*'} \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{t-p} + (\lambda_1^{*'} \mathbf{z}_{t-1} + \lambda_2^{*'} \Delta \mathbf{x}_{t-p}) s_{Ft-d} \\ & + (\pi_1^{*'} \mathbf{z}_{t-1} + \pi_2^{*'} \Delta \mathbf{x}_{t-p}) s_{Gt-e} + (\kappa_1^{*'} \mathbf{z}_{t-1} + \kappa_2^{*'} \Delta \mathbf{x}_{t-p}) s_{Ft-d} s_{Gt-e} + R(\gamma_F, \gamma_G) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1.9)$$

O termo $R(\gamma_F, \gamma_G)$ representa o resto da expansão de Taylor de primeira ordem, sendo que sob a hipótese nula esse termo é igual a zero, não trazendo prejuízo à distribuição do teste. Neste contexto, os passos necessários para aplicar o procedimento “específico para o geral para o específico” são apresentados a seguir:

- A. Estimar o modelo VEC linear e reportar os resíduos de cada uma das equações.
- B. Regredir o vetor de resíduos do passo anterior sobre $\mathbf{z}_{t-1}$, $\Delta\tilde{\mathbf{x}}_{t-p}$ e computar a matriz de variância-covariância $\tilde{\Sigma}_{11}$.
- C. Regredir o vetor de resíduos do VEC linear sobre $\mathbf{z}_{t-1}$, $\Delta\tilde{\mathbf{x}}_{t-p}$, $\mathbf{z}_{t-1}^{S_{Ft-d}}$, $\Delta\mathbf{x}_{t-p}^{S_{Ft-d}}$, $\mathbf{z}_{t-1}^{S_{Gt-e}}$, $\Delta\mathbf{x}_{t-p}^{S_{Gt-e}}$, $\mathbf{z}_{t-1}^{S_{Ft-d}S_{Gt-e}}$, $\Delta\mathbf{x}_{t-p}^{S_{Ft-d}S_{Gt-e}}$ e computar a matriz de variância-covariância $\tilde{\Sigma}_{12}$.
- D. Testar a hipótese nula $H_0^{MR-STVEC} : \lambda_1^{*'} = \lambda_2^{*'} = \pi_1^{*'} = \pi_2^{*'} = \kappa_1^{*'} = \kappa_2^{*'} = 0$ calculando a estatística $LR'_1 = (T - c) \{ \log(\tilde{\Sigma}_{11}) - \log(\tilde{\Sigma}_{12}) \}$ 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.
- E. Se hipótese nula do passo anterior for rejeitada, então outras duas hipóteses nulas são testadas $H_0^{STVEC_F} : \lambda_1^{*'} = \lambda_2^{*'} = \kappa_1^{*'} = \kappa_2^{*'} = 0$ e $H_0^{STVEC_G} : \pi_1^{*'} = \pi_2^{*'} = \kappa_1^{*'} = \kappa_2^{*'} = 0$. Ou seja, regredir o vetor de resíduos do VEC linear sobre $\mathbf{z}_{t-1}$, $\Delta\tilde{\mathbf{x}}_{t-p}$, $\mathbf{z}_{t-1}^{S_{Gt-e}}$, $\Delta\mathbf{x}_{t-p}^{S_{Gt-e}}$, $\mathbf{z}_{t-1}^{S_{Ft-d}S_{Gt-e}}$, $\Delta\mathbf{x}_{t-p}^{S_{Ft-d}S_{Gt-e}}$ e computar a matriz de variância-covariância $\tilde{\Sigma}_{13}$ e regredir o vetor de resíduos do VEC linear sobre $\mathbf{z}_{t-1}$, $\Delta\tilde{\mathbf{x}}_{t-p}$, $\mathbf{z}_{t-1}^{S_{Ft-d}}$, $\Delta\mathbf{x}_{t-p}^{S_{Ft-d}}$, $\mathbf{z}_{t-1}^{S_{Ft-d}S_{Gt-e}}$, $\Delta\mathbf{x}_{t-p}^{S_{Ft-d}S_{Gt-e}}$ e computar a matriz de variância-covariância $\tilde{\Sigma}_{14}$.
- F. Calcular as estatísticas $LR'_3 = (T - c) \{ \log(\tilde{\Sigma}_{13}) - \log(\tilde{\Sigma}_{12}) \}$ e $LR'_4 = (T - c) \{ \log(\tilde{\Sigma}_{14}) - \log(\tilde{\Sigma}_{12}) \}$ distribuídas 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.

Após a execução dos passos apresentados acima, se as hipóteses nulas $H_0^{STVEC_F}$ e $H_0^{STVEC_G}$ são rejeitadas, então há indícios de que individualmente os modelos $STVEC_F$ e $STVEC_G$ são necessários para caracterizar as séries de tempo, portanto, estima-se o MR-STVEC. No caso da hipótese nula $H_0^{STVEC_F}$ ser rejeitada, mas $H_0^{STVEC_G}$ não ser, significa que individualmente o $STVEC_G$ não é apto para caracterização, portanto, somente o modelo $STVEC_F$ deve ser estimado. O mesmo raciocínio é válido quando $H_0^{STVEC_G}$ for rejeitada e $H_0^{STVEC_F}$ não ser.

1.4.3 Propriedades do Tamanho e Poder dos Testes LR

Nesta seção será avaliado se a estratégia de especificação dos modelos MR-STVEC é eficaz para pequenas amostras. Investiga-se, primeiramente, o tamanho e o poder dos testes de razão de verossimilhança LR do procedimento “específico para o geral para o específico” através de simulações de Monte Carlo, assim como, para os testes LR do procedimento “específico para o geral”. Tomando como base o modelo descrito em (1.2), o MR-STVEC de referência para as simulações por Monte Carlo é expresso através da seguinte expressão:

$$\begin{aligned}\Delta x_{1t} &= [\alpha_{11}z_{t-1}(1-F(s_{Ft-d})) + \alpha_{21}z_{t-1}F(s_{Ft-d})][1-G(s_{Gt-e})] \\ &\quad + [\alpha_{31}z_{t-1}(1-F(s_{Ft-d})) + \alpha_{41}z_{t-1}F(s_{Ft-d})]G(s_{Gt-e}) + \varepsilon_{1t} \\ \Delta x_{2t} &= [\alpha_{12}z_{t-1}(1-F(s_{Ft-d})) + \alpha_{22}z_{t-1}F(s_{Ft-d})][1-G(s_{Gt-e})] \\ &\quad + [\alpha_{32}z_{t-1}(1-F(s_{Ft-d})) + \alpha_{42}z_{t-1}F(s_{Ft-d})]G(s_{Gt-e}) + \varepsilon_{2t}\end{aligned}\tag{1.10}$$

Assume-se que os resíduos de cada equação se comportam de acordo com ruído branco de média 0 e variância 1. Para simplificar a análise, considera-se que $\mu_1, \mu_2, \mu_3, \mu_4$, tal como, $\Phi_{1j}, \Phi_{2j}, \Phi_{3j}, \Phi_{4j}$ em (1.2) são iguais a zero, restando somente, para cada regime, o coeficiente de ajuste para o equilíbrio de longo prazo. Seis tipos de processos serão simulados, com 10.000 replicações e uma amostra efetiva de 250 observações. Os valores iniciais são iguais a zero, sendo que as 100 primeiras observações serão descartadas com vistas a eliminar qualquer influência desse tipo de escolha, logo, o total de observações geradas será de 350.

Para que este estudo via Monte Carlo esteja coerente com a proposta empírica em discussão, assume-se que as variáveis de transição sejam dadas por, $s_{Ft-d} = (\sum_{h=1}^{h=2} \Delta x_{1t-h+1})_{t-d}$ e $s_{Gt-e} = (\sum_{h=1}^{h=2} z_{t-h+1})_{t-e}$, com $d = 2$ e $e = 1$, sendo que $\gamma_F = \gamma_G = 5$ e $c_F = c_G = 0$. Neste contexto, seguem os processos geradores de dados:

- (i) $\alpha_{11} = \alpha_{21} = \alpha_{31} = \alpha_{41}$ e $\alpha_{12} = \alpha_{22} = \alpha_{32} = \alpha_{42}$. Neste caso, a expressão em (1.10) se reduz a um VEC linear convencional, tal que, $\alpha_{11} = \{0, -0.02, -0.04, -0.06, -0.08, -0.1\}$ e $\alpha_{12} = |\alpha_{11}|$.
- (ii) $\alpha_{11} = \alpha_{21}$, $\alpha_{31} = \alpha_{41}$, $\alpha_{12} = \alpha_{22}$ e $\alpha_{32} = \alpha_{42}$. Este processo implica que (1.10) é um STVEC com função de transição dada por $G(s_{Gt-e})$. Considera-se que $\alpha_{11} = \{0, -0.05, -0.1\}$ e $\alpha_{12} = |\alpha_{11}|$, tal como, $\alpha_{31} = \{0, -0.05, -0.1\}$ e $\alpha_{32} = |\alpha_{31}|$.

(iii) $\alpha_{11} = \alpha_{31}$, $\alpha_{21} = \alpha_{41}$, $\alpha_{12} = \alpha_{32}$ e $\alpha_{22} = \alpha_{42}$. Diferentemente de (ii), este processo implica que (1.10) é um STVEC com função de transição é dada por $F(s_{Ft-d})$. Considera-se também que $\alpha_{11} = \{0, -0.05, -0.1\}$ e $\alpha_{12} = |\alpha_{11}|$, tal como, $\alpha_{21} = \{0, -0.05, -0.1\}$ e $\alpha_{22} = |\alpha_{21}|$.

(iv) $\alpha_{11} = \alpha_{41}$ e $\alpha_{12} = \alpha_{22} = \alpha_{32} = \alpha_{42}$. Assume-se adicionalmente que $\alpha_{11} = \alpha_{12} = 0$, $\alpha_{21} = \{0, -0.05, -0.1\}$ e $\alpha_{31} = \{0, -0.05, -0.1\}$. Portanto, este é um processo gerado por um MR-STVEC em que o ajustamento ocorre somente por meio de α_{21} e α_{31} . Esta especificação remete a situação discutida na seção 2 em que o nível de competitividade das exportações tanto restringe um aumento da PTF, tal como, reverte uma possível queda.

(v) $\alpha_{11} = \alpha_{21} = \alpha_{41}$ e $\alpha_{12} = \alpha_{32} = \alpha_{42}$. Como em (iv), assume-se adicionalmente que $\alpha_{11} = \alpha_{12} = 0$, $\alpha_{31} = \{0, -0.05, -0.1\}$ e $\alpha_{22} = \{0, 0.05, 0.1\}$. Este também é um processo gerado por um MR-STVEC, em que o ajuste ao equilíbrio ocorre por meio de α_{31} e α_{22} , portanto, no contexto empírico proposto, indica que o nível de competitividade das exportações tanto reverte uma trajetória de queda da PTF, tal como, responde positivamente a choques positivos da PTF.

(vi) $\alpha_{11} = \alpha_{21} = \alpha_{31} = \alpha_{41}$ e $\alpha_{12} = \alpha_{42}$. Assume-se adicionalmente que $\alpha_{11} = \alpha_{12} = 0$, $\alpha_{22} = \{0, 0.05, 0.1\}$ e $\alpha_{32} = \{0, 0.05, 0.1\}$, processo gerador este oposto aquele descrito em (iv), em que o ajuste ao equilíbrio ocorre somente por meio de α_{22} e α_{32} . Por conseguinte, remetendo novamente ao aspecto econômico aqui discutido, indica que o índice de competitividade é reativo a PTF, independente do sinal do choque que promove o desvio em relação a trajetória de longo prazo.

Executando-se as simulações propostas há indicação de que o tamanho empírico dos testes LR do procedimento “específico para o geral para o específico” para o processo gerador (i) é compatível com os níveis nominais de significâncias (1%, 5% e 10%), como aponta a Tabela 1.2.

A simulação dos processos geradores (ii) e (iii), para este mesmo procedimento, apresentaram resultados condizentes com o esperado. Em (ii), o poder dos testes $LR_{MR-STVEC}$ e LR_{STVEC_G} aumenta de acordo com o grau de não linearidade, medido pela distância entre os coeficientes de ajustamento, ou seja, $\alpha_{11} - \alpha_{31}$. Enquanto que em (iii), o índice de rejeição dos testes $LR_{MR-STVEC}$ e LR_{STVEC_F} aumenta de acordo com a diferença $\alpha_{12} - \alpha_{32}$. O tamanho empírico de

LR_{STVEC_F} em (ii) e de LR_{STVEC_G} em (iii) são compatíveis com os respectivos níveis nominais de significância. Para salvar espaço, os resultados são apresentados nas Tabelas B1 e B2 do Anexo B.

Tabela 1.2: Tamanho Empírico dos Testes LR do procedimento “específico para o geral para o específico”

		$LR_{MR-STVEC}$			LR_{STVEC_F}			LR_{STVEC_G}		
α_{11}	α_{12}	10%	5%	1%	10%	5%	1%	10%	5%	1%
Vetor de Cointegração [1 -1,5]										
0,00	0,00	0,095	0,049	0,009	0,096	0,049	0,010	0,096	0,047	0,010
-0,02	0,01	0,096	0,047	0,009	0,094	0,049	0,009	0,096	0,049	0,010
-0,04	0,03	0,095	0,047	0,009	0,092	0,042	0,008	0,089	0,046	0,008
-0,06	0,05	0,093	0,044	0,007	0,089	0,044	0,008	0,093	0,046	0,008
-0,08	0,06	0,092	0,042	0,008	0,097	0,049	0,010	0,095	0,048	0,009
-0,10	0,10	0,089	0,045	0,009	0,089	0,044	0,007	0,090	0,044	0,008
Vetor de Cointegração [1 -5,0]										
0,00	0,00	0,097	0,048	0,010	0,099	0,048	0,010	0,097	0,046	0,009
-0,02	0,01	0,959	0,925	0,823	0,112	0,057	0,013	0,968	0,942	0,857
-0,04	0,03	1,000	1,000	0,998	0,155	0,092	0,029	1,000	1,000	0,999
-0,06	0,05	0,957	0,927	0,824	0,118	0,064	0,014	0,967	0,943	0,859
-0,08	0,06	0,094	0,046	0,008	0,090	0,045	0,009	0,101	0,050	0,008
-0,10	0,10	0,631	0,509	0,266	0,097	0,049	0,009	0,687	0,564	0,327
0,00	0,00	1,000	1,000	0,998	0,153	0,089	0,025	1,000	1,000	0,999

Nota: $STVEC_F$ indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por $F(\cdot)$, enquanto que o modelo $STVEC_G$ indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por $G(\cdot)$, conforme descrito na expressão (1.10).

Quando são simulados os processos especificados de acordo com um MR-STVEC, observa-se que o nível de rejeição de todos os testes do procedimento “específico para o geral para o específico” aumenta com o grau de não linearidade, tal como, pela elevação da magnitude do coeficiente do vetor de cointegração, uma vez que uma das funções de transição é construída a partir da variável de ajuste z_t . Os Gráfico 1.2 e 1.3, a seguir, apresenta o resultado para os casos (iv) e (v), respectivamente.

O poder dos testes LR_{STVEC_F} e LR_{STVEC_G} em (iv) é maior conforme a distância entre $\alpha_{21} - \alpha_{31}$ se amplia, como de observa nos extremos dos eixos horizontais no Gráfico 1.2. Considerando um vetor de cointegração dado por [1 -5.0], o nível de rejeição da hipótese nula pode ultrapassar 0,8 pontos percentuais, a pelo menos 10% de significância, independente da distância estabelecida.

Gráfico 1.2: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral para o específico” para o modelo MR-STVEC gerado em (iv). Os gráficos (a) a (c), respectivamente, apresentam a frequência de rejeição dos testes $LR_{MR-STVEC}$, LR_{STVEC_G} e LR_{STVEC_F} , a 5% de significância, para o vetor de cointegração [1 -1,5]. Os gráficos (d) a (f), respectivamente, apresentam a frequência de rejeição dos testes $LR_{MR-STVEC}$, LR_{STVEC_G} e LR_{STVEC_F} , a 5% de significância, para o vetor de cointegração [1 -5,0].

Gráfico 1.3: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral para o específico” para o modelo MR-STVEC gerado em (v). Os gráficos (a) a (c), respectivamente, apresentam a frequência de rejeição dos testes LRMR-STVEC, LR_{STVEC_G} e LR_{STVEC_F}, a 5% de significância, para o vetor de cointegração [1 -1,5]. Os gráficos (d) a (f), respectivamente, apresentam a frequência de rejeição dos testes LR_{MR-STVEC}, LR_{STVEC_G} e LR_{STVEC_F}, a 5% de significância, para o vetor de cointegração [1 -5,0].

No caso (v), em que apenas um coeficiente de ajustamento possui valor não nulo para cada uma das equações do sistema, o poder do teste também aumenta de acordo com o grau de não linearidade, medida pela distância entre α_{31} e α_{22} (eixos horizontais do Gráfico 1.3) em relação aos demais coeficientes das equações de Δx_{1t} e Δx_{2t} , respectivamente. Tal como no caso (iv), o nível de rejeição aumenta consideravelmente quando se assume um vetor de cointegração igual a $[1 \ -5.0]$. Os resultados do processo gerador (vi), apresentado na Tabela B3 do Anexo B, indicam uma situação semelhante aos dois casos anteriores. O poder do teste aumenta de acordo com o grau de não linearidade (medido pela distância entre $\alpha_{22} - \alpha_{32}$) e com o aumento do coeficiente de longo prazo dado pela estimativa do vetor de cointegração.

Por seu turno, as simulações por Monte Carlos do procedimento “específico para o geral” não apresentam surpresas e satisfazem as expectativas iniciais. Como discutido na seção anterior, este procedimento envolve dois estágios. No primeiro são realizados os testes sob a hipótese nula de que tanto o modelo $STVEC_F$ tal como o $STVEC_G$ caracterizam melhor as séries vis-à-vis o modelo linear. Logo após, optou-se por estimar o $STVEC_F$, levando em conta que não há alterações substanciais nos resultados das simulações caso haja a escolha inicial de $STVEC_G$. A exceção é feita somente ao processo (ii) que se comporta de acordo com um $STVEC_G$. O tamanho dos testes em (i), apresentados na Tabela 1.3, estão consonantes com os níveis nominais de significância, independente da variável de transição utilizada nos dois estágios.

Tabela 1.3: Tamanho Empírico dos Testes LR do procedimento “específico para o geral”

		$LR^1_{STVEC_F}$			$LR^2_{STVEC_F}$			$LR^1_{STVEC_G}$			$LR^2_{STVEC_G}$		
α_{11}	α_{12}	10%	5%	1%	10%	5%	1%	10%	5%	1%	10%	5%	1%
Vetor de Cointegração $[1 \ -1,5]$													
0,00	0,00	0,096	0,048	0,011	0,091	0,047	0,011	0,101	0,054	0,010	0,095	0,049	0,008
-0,02	0,02	0,097	0,047	0,009	0,096	0,049	0,010	0,097	0,050	0,011	0,093	0,047	0,010
-0,04	0,04	0,094	0,049	0,010	0,098	0,050	0,011	0,098	0,047	0,009	0,088	0,045	0,007
-0,06	0,06	0,097	0,051	0,011	0,098	0,044	0,008	0,100	0,048	0,009	0,091	0,042	0,008
-0,08	0,07	0,098	0,051	0,012	0,093	0,048	0,009	0,100	0,047	0,010	0,087	0,043	0,010
-0,10	0,10	0,101	0,047	0,009	0,092	0,043	0,008	0,099	0,050	0,010	0,092	0,044	0,007
Vetor de Cointegração $[1 \ -5,0]$													
0,00	0,00	0,102	0,049	0,010	0,094	0,044	0,008	0,095	0,048	0,010	0,090	0,045	0,009
-0,02	0,02	0,099	0,048	0,008	0,096	0,047	0,008	0,100	0,048	0,010	0,091	0,046	0,009
-0,04	0,04	0,094	0,047	0,008	0,093	0,048	0,010	0,103	0,050	0,010	0,095	0,048	0,008
-0,06	0,06	0,102	0,049	0,009	0,088	0,042	0,009	0,103	0,052	0,012	0,095	0,047	0,010
-0,08	0,08	0,097	0,049	0,011	0,089	0,042	0,008	0,101	0,051	0,011	0,094	0,047	0,010
-0,10	0,10	0,103	0,054	0,009	0,093	0,045	0,010	0,103	0,052	0,010	0,096	0,047	0,009

Nota: $STVEC_F$ indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por $F(\cdot)$, enquanto o modelo $STVEC_G$ indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por $G(\cdot)$, conforme descrito na expressão (1.10). O sobrescrito em LR se refere ao estágio do teste.

Já para os processos (ii) e (iii), apresentados, respectivamente, nas Tabelas C1 e C2 do Anexo C, observa-se novamente que o poder do teste aumenta com o grau de não linearidade. Entretanto, o teste LR ligado a função de transição $F(\cdot)$ em (ii) possui um grau de rejeição no primeiro estágio superior ao tamanho do teste. O mesmo é verificado para o teste LR ligado a função de transição $G(\cdot)$ em (iii). Tal aspecto se deve ao fato de que ambas as variáveis de transição possuem, entre si, dinâmica linear de longo prazo, dado pelo vetor de cointegração. O que não representa uma ameaça a capacidade do teste em diagnosticar o padrão não linear, levando em conta que o poder dos testes LR no primeiro estágio ligado a função de transição $G(\cdot)$ em (ii) e a $F(\cdot)$ em (iii) apresentam nível de rejeição bastante superior. Além disso, os níveis de rejeição dos testes LR no segundo estágio são compatíveis com o tamanho dos testes, independente da função de transição associada. Vale destacar ainda que, tal como no procedimento “específico para o geral para o específico”, a magnitude do coeficiente do vetor de cointegração tem impacto relevante sobre o poder do teste.

As simulações por Monte Carlos descritas em (iv) e (v) estão apresentadas nas Tabelas 1.4 e 1.5. Verifica-se novamente que em (iv), o poder do teste aumenta de acordo com a magnitude da diferença entre os coeficientes α_{21} e α_{31} , e a magnitude da diferença entre α_{31} e os demais coeficientes da equação de Δx_{1t} , assim como da diferença entre α_{22} e os demais coeficientes da equação de Δx_{2t} , quando considerado (v). Existe aqui também uma forte elevação do poder do teste quando o coeficiente de longo prazo de x_{2t} passa de 1,5 para 5,0. Interessante ainda ressaltar uma característica ligada ao procedimento “específico para o geral” proposto à situação aqui descrita. Em larga medida, no primeiro estágio, o poder do teste LR da hipótese nula associada a $G(\cdot)$ é inferior ao poder do teste no segundo estágio e decresce de acordo com a queda do grau de não linearidade. E este aspecto está relacionado ao fato de que os testes LR para apenas uma função de transição não é apto para identificar um processo em que há múltiplos regimes, sem que haja estágios envolvendo estimação de modelos STVEC, ainda mais quando as duas variáveis de transição têm origem na mesma dinâmica linear de longo prazo. Após o controle por uma das funções de transição, através da estimação do STVEC_F, o teste LR aplicado ao resíduo do modelo estimado torna-se mais poderoso em identificar se as séries possuem um modelo descrito por duas funções de transição.

Tabela 1.4: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral” para o MR-STVEC gerado em (iv)

		$LR^1_{STVEC_F}$			$LR^2_{STVEC_F}$			$LR^1_{STVEC_G}$			$LR^2_{STVEC_G}$		
α_{21}	α_{31}	10%	5%	1%	10%	5%	1%	10%	5%	1%	10%	5%	1%
Vetor de Cointegração [1 -1,5]													
0,00	0,00	0,096	0,048	0,011	0,091	0,047	0,011	0,101	0,054	0,010	0,095	0,049	0,008
0,00	-0,05	0,278	0,180	0,066	0,115	0,060	0,012	0,314	0,215	0,088	0,516	0,411	0,239
0,00	-0,10	0,425	0,312	0,143	0,132	0,072	0,018	0,508	0,393	0,201	0,799	0,720	0,551
-0,05	0,00	0,275	0,180	0,066	0,121	0,064	0,015	0,310	0,211	0,086	0,527	0,417	0,247
-0,05	-0,05	0,107	0,053	0,011	0,119	0,062	0,013	0,125	0,067	0,016	0,511	0,401	0,212
-0,05	-0,10	0,158	0,092	0,023	0,123	0,065	0,017	0,198	0,119	0,042	0,713	0,613	0,407
-0,10	0,00	0,429	0,314	0,146	0,136	0,077	0,019	0,499	0,385	0,191	0,802	0,715	0,539
-0,10	-0,05	0,174	0,103	0,028	0,126	0,067	0,015	0,207	0,131	0,046	0,713	0,609	0,410
-0,10	-0,10	0,123	0,064	0,013	0,139	0,075	0,018	0,153	0,089	0,027	0,783	0,696	0,492
Vetor de Cointegração [1 -5,0]													
0,00	0,00	0,095	0,046	0,010	0,096	0,048	0,010	0,100	0,050	0,010	0,092	0,045	0,009
0,00	-0,05	0,778	0,695	0,513	0,173	0,106	0,036	0,907	0,856	0,725	0,980	0,964	0,920
0,00	-0,10	0,924	0,882	0,767	0,220	0,148	0,065	0,988	0,979	0,942	1,000	1,000	0,998
-0,05	0,00	0,787	0,704	0,520	0,173	0,105	0,037	0,905	0,859	0,736	0,980	0,966	0,924
-0,05	-0,05	0,108	0,053	0,012	0,200	0,122	0,041	0,507	0,427	0,297	0,990	0,981	0,951
-0,05	-0,10	0,422	0,315	0,152	0,225	0,146	0,057	0,541	0,466	0,340	0,999	0,999	0,995
-0,10	0,00	0,919	0,876	0,763	0,214	0,144	0,064	0,988	0,979	0,939	1,000	0,999	0,998
-0,10	-0,05	0,418	0,316	0,159	0,233	0,153	0,057	0,550	0,484	0,359	1,000	0,999	0,996
-0,10	-0,10	0,114	0,062	0,018	0,293	0,199	0,091	0,540	0,468	0,341	1,000	1,000	0,999

Nota: STVEC_F indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por F(.), enquanto o modelo STVEC_G indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por G(.), conforme descrito na expressão (1.10).

Tabela 1.5: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral” para o MR-STVEC gerado em (v)

		$LR^1_{STVEC_F}$			$LR^2_{STVEC_F}$			$LR^1_{STVEC_G}$			$LR^2_{STVEC_G}$		
α_{31}	α_{22}	10%	5%	1%	10%	5%	1%	10%	5%	1%	10%	5%	1%
Vetor de Cointegração [1 -1,5]													
0,00	0,00	0,096	0,048	0,011	0,091	0,047	0,011	0,101	0,054	0,010	0,095	0,049	0,008
0,00	0,05	0,243	0,161	0,055	0,110	0,057	0,013	0,257	0,171	0,063	0,418	0,311	0,145
0,00	0,10	0,369	0,263	0,122	0,127	0,070	0,018	0,413	0,301	0,142	0,683	0,574	0,370
-0,05	0,00	0,275	0,180	0,066	0,121	0,064	0,015	0,310	0,211	0,086	0,527	0,417	0,247
-0,05	0,05	0,279	0,182	0,063	0,112	0,057	0,012	0,297	0,198	0,072	0,488	0,375	0,194
-0,05	0,10	0,357	0,251	0,103	0,123	0,063	0,018	0,392	0,277	0,124	0,668	0,557	0,340
-0,10	0,00	0,429	0,314	0,146	0,136	0,077	0,019	0,499	0,385	0,191	0,802	0,715	0,539
-0,10	0,05	0,383	0,271	0,115	0,120	0,065	0,015	0,432	0,317	0,157	0,710	0,602	0,406
-0,10	0,10	0,411	0,296	0,133	0,137	0,075	0,017	0,469	0,351	0,167	0,767	0,678	0,472
Vetor de Cointegração [1 -5,0]													
0,00	0,00	0,095	0,051	0,010	0,097	0,049	0,010	0,103	0,048	0,010	0,093	0,045	0,009
0,00	0,05	0,493	0,386	0,197	0,125	0,068	0,017	0,573	0,461	0,267	0,775	0,680	0,478
0,00	0,10	0,662	0,560	0,363	0,176	0,107	0,036	0,831	0,759	0,581	0,978	0,961	0,897
-0,05	0,00	0,782	0,699	0,520	0,173	0,105	0,036	0,906	0,862	0,739	0,980	0,966	0,926
-0,05	0,05	0,664	0,544	0,319	0,159	0,089	0,026	0,805	0,721	0,533	0,946	0,910	0,794
-0,05	0,10	0,774	0,680	0,462	0,200	0,127	0,044	0,884	0,812	0,634	0,989	0,979	0,940
-0,10	0,00	0,920	0,883	0,769	0,218	0,148	0,065	0,988	0,978	0,943	1,000	0,999	0,998
-0,10	0,05	0,801	0,715	0,521	0,231	0,157	0,064	0,961	0,938	0,865	0,997	0,995	0,982
-0,10	0,10	0,837	0,757	0,559	0,265	0,181	0,081	0,971	0,945	0,870	0,999	0,997	0,992

Nota: STVEC_F indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por F(.), enquanto o modelo STVEC_G indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por G(.), conforme descrito na expressão (1.10).

Por fim, ao analisar a frequência de rejeição do processo gerador em (vi), apresentadas na Tabela C3 do Anexo C, obtém-se resultados semelhantes ao procedimento detalhado em (iv). Observa-se, portanto, que não há diferenças substanciais entre os dois procedimentos aqui propostos, evidenciando uma perspectiva satisfatória a esta estratégia de especificação. Os testes estão condizentes ao seu tamanho e apresentam um poder que cresce à medida que o grau de não linearidade aumenta, tal como, pela elevação da magnitude do coeficiente de longo prazo do vetor de cointegração.

1.5 Avaliação dos Resultados

1.5.1 Dados

Para este estudo foram obtidas as séries trimestrais e com ajuste sazonal do PIB, formação bruta de capital, total da força de trabalho e exportações de bens em dólares, a preços correntes, para os Estados Unidos, Canadá, Japão e Alemanha, além da série do total exportado de bens no mundo em dólares, a preços correntes. As séries foram obtidas do banco de dados *International Financial Statistic* do FMI e abrangem o período entre o primeiro trimestre de 1957 ao quarto trimestre de 2009, exceção feita ao caso alemão, em que as séries se iniciam no primeiro trimestre de 1962. Somente para as séries de exportações de bens que foi necessário realizar o ajuste sazonal⁹.

A série do índice de competitividade das exportações $\{X_t\}$ foi calculada por meio da razão entre as receita de exportações nominais do país e o total de receitas do exportado no mundo. Para o computo da produtividade total dos fatores $\{PTF_t\}$, as séries do PIB e da formação bruta de capital foram deflacionadas para o ano de 2005, por meio do deflator do PIB de cada país, também obtido da base de dados do FMI. O estoque de capital foi estimado com base na proposta de Hall e Jones (1999). O montante inicial do estoque de capital foi obtido pelo cálculo da razão entre o valor inicial da série de formação bruta de capital (I_0) e a soma entre a taxa geométrica de crescimento trimestral da formação bruta de capital nos 10 primeiros anos da série g e a taxa média de depreciação δ , portanto, $I_0/(g + \delta)$. A base de dados do FMI também fornece o consumo de capital fixo, que após ser deflacionado, foi utilizada como montante depreciado em cada trimestre, tal como para a estimativa da taxa média de depreciação δ . Por simplicidade, assumiu-se que o valor da elasticidade do capital é igual a

⁹ O ajuste sazonal foi realizado com base no método Census X12.

1/3 (ver Cooley e Prescott (1995) e Hall e Jones (1999)). Ao invés de se assumir um valor fixo para o valor do coeficiente do progresso tecnológico exógeno θ , optou-se por estimá-lo através de mínimos quadrados.

As variáveis de transição para o modelo MR-STVEC foram construídas através do cálculo do somatório da variação trimestral da produtividade total dos fatores ($\Delta \log PTF_t$), variando de 1 a 8 trimestres ($h_1 = 1, \dots, 8$), e da produtividade total dos fatores descontada ($\Delta PTFD_t$), também variando de 1 a 8 trimestres ($h_2 = 1, \dots, 8$), ou seja,

$$s_{Ft-d} = \left(\sum_{h=1}^{h=h_1} \Delta \log PTF_{t-h+1} \right)_{t-d} \quad ou \quad \left(\sum_{h=1}^{h=h_2} \Delta PTFD_{t-h+1} \right)_{t-d} \quad (1.11)$$

$$s_{Gt-e} = \left(\sum_{h=1}^{h=h_1} \Delta \log PTF_{t-h+1} \right)_{t-e} \quad ou \quad \left(\sum_{h=1}^{h=h_2} \Delta PTFD_{t-h+1} \right)_{t-e} \quad (1.12)$$

Vale destacar que a PTFD é calculada como resíduo da relação de longo prazo entre o log da PTF e o índice de competitividade. Considerando que, a partir da expressão em (1.1), tem-se que $PTF_t = A_t$, portanto,

$$PTFD_t = \log(PTF_t) - \hat{\beta} X_t - \log A_0 \quad (1.13)$$

tal que, $\hat{\beta}$ é coeficiente de longo prazo linear estimado entre a produtividade total dos fatores e o índice da competitividade das exportações e A_0 é a produtividade total dos fatores inicial.

1.5.2 Resultados dos Testes de Especificação

Os testes de especificação propostos foram realizados com base na estrutura do VEC linear estimado pelo método proposto por Johansen (1988 e 1991). O critério de informação de Akaike (AIC) foi utilizado para a escolha do número de defasagens do sistema, levando-se em conta também a ausência de autocorrelação nos resíduos de cada equação¹⁰. Para todos os casos, o teste traço de razão de verossimilhança indicou a existência de um vetor de cointegração, como aponta a Tabela 1.6, a seguir.

¹⁰ Os resultados do teste Dickey-Fuller de raiz unitária, não reportados, indicaram que todos os processos $\{\log PTF_t\}$ e de $\{X_t\}$ são integrados de ordem 1.

Tabela 1.6: Teste Traço de Razão de Verossimilhança

País	n	p	Estatística Traço	Vetor de Cointegração
Estados Unidos	212	4	16,3**	[1 -1,46 -6,14]
Canadá	212	4	15,1*	[1 -7,56 -5,96]
Japão	212	4	20,7**	[1 -3,13 -8,79]
Alemanha	192	4	20,5**	[1 -5,73 -4,91]

Notas: Os valores críticos teste traço são obtidos de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

* significante a 10%, ** significante a 5% e * significante a 1%.

Portanto, para a realização dos testes de especificação foram definidas como variáveis de transição, o acumulado da variação do log da PTF e da PTFD, em até 8 trimestres, considerando os parâmetros de atraso iguais a $d=1,\dots,d_{\max}$ e $e=1,\dots,e_{\max}$, com $d_{\max}=e_{\max}=4$. Uma vez que o procedimento “específico para o geral para o específico” envolve a realização do teste para um total de 1024 diferentes modelos estimados, a Tabela 1.7, a seguir, apresenta somente os cinco menores p-valores ligados à hipótese $H_0^{MR-SVTEC}$ e os sub-testes auxiliares para cada um dos países aqui em análise.

Tabela 1.7: p-valores do Teste LR para o procedimento “específico para o geral para o específico”

Países	Variável de Transição $F(.)$		Variável de Transição $G(.)$		Hipóteses Nulas		
	$\left(\sum_{h=1}^{h=h_1} \Delta \log PTF_{t-h+1}\right)_{t-d}$		$\left(\sum_{h=1}^{h=h_2} \Delta PTFD_{t-h+1}\right)_{t-e}$		$H_0^{MR-SVTEC}$	$H_0^{SVTEC_F}$	$H_0^{SVTEC_G}$
	h_1	d	h_2	e			
EUA	2	4	2	1	0,000006	0,000002	0,000144
	2	4	6	3	0,000008	0,000003	0,000178
	2	4	7	2	0,000010	0,000001	0,000222
	3	4	2	1	0,000012	0,000003	0,000054
	5	4	5	1	0,000015	0,000044	0,000033
Canadá	3	3	1	2	0,000426	0,000172	0,002604
	2	4	1	2	0,000518	0,000216	0,006803
	2	4	2	1	0,000754	0,000208	0,009859
	3	3	6	2	0,000806	0,000425	0,002758
	3	3	7	1	0,001099	0,000139	0,003846
Japão	1	4	4	3	0,000001	0,000001	0,000121
	1	4	3	4	0,000003	0,000001	0,000299
	1	4	6	1	0,000033	0,000009	0,002669
	3	2	6	1	0,000040	0,000011	0,000394
	4	3	1	1	0,000041	0,000089	0,000006
Alemanha	2	2	7	1	0,000011	0,000000	0,002097
	2	2	1	1	0,000078	0,001003	0,035171
	2	2	2	1	0,000091	0,000018	0,039845
	2	2	8	1	0,000163	0,000005	0,015078
	2	2	5	1	0,000851	0,000046	0,185063

Ainda em relação aos resultados da Tabela 1.7, considerou-se que o valor do parâmetro de atraso d é necessariamente superior ao parâmetro e . Lembrando que a escolha dos parâmetros de atraso e do valor acumulado das taxas de crescimento das variáveis de transição segue a proposta de Terasvirta (1994), ou seja, selecionar os parâmetros que apresentarem o menor p-valor.

Para todos os países, há indícios de que a hipótese nula $H_0^{MR-SVTEC}$ é rejeitada a pelo menos 1% de significância. Do mesmo modo, as duas sub-hipóteses $H_0^{STVEC_F}$ e $H_0^{STVEC_G}$ foram rejeitadas a níveis convencionais de significância. Repare que em grande parte dos casos, h_1 e h_2 apresentaram valores superiores a 1, conferindo a variável de transição valores acumulados da taxa de crescimento trimestral das séries que podem chegar próximos a 2 anos como no caso alemão. Logo, de acordo com o procedimento em questão, há fortes evidências de que as séries podem ser descritas de acordo com um MR-STVEC. Resta verificar se o procedimento “específico para o geral” também conduz as mesmas conclusões.

A coluna 4 da Tabela 1.8 apresenta os p-valores do teste do procedimento “específico para o geral”, cuja hipótese nula verifica se a especificação do modelo $STVEC_F$ é mais adequada do que o modelo VEC linear. Concomitantemente, a coluna 8 apresenta os p-valores do teste em que se verifica se a especificação do modelo $STVEC_G$ é mais adequada do que o modelo VEC linear.

A partir destes resultados, o procedimento “específico para o geral” apresenta resultados compatíveis ao procedimento “específico para o geral para o específico”. Observa-se que para todos os pares (h_1, d) destacados na Tabela 1.8, houve rejeição da hipótese nula H_0^{VEC} quando associada a $F(\cdot)$, a pelo menos 5% de significância, com p-valores inferiores aos pares (h_2, e) correspondentes. Seguindo a estratégia de Lundbergh *et al* (2003), faz-se necessário estimar os modelos STVEC com a função de transição $F(\cdot)$ e novamente realizar os testes de especificação, só que desta vez, para avaliar se o modelo MR-STVEC é mais adequado do que o modelo $STVEC_F$.

Os p-valores do segundo estágio dos testes para as funções de transição $F(\cdot)$ e $G(\cdot)$ do segundo estágio são apresentados, respectivamente, nas colunas 5 e 9 da Tabela 1.8. Vale ainda destacar que, de maneira similar aos resultados das simulações por Monte Carlo, os testes LR

sob as hipóteses nulas associadas a $G(\cdot)$ apresentaram níveis de rejeição maiores quando comparado ao estágio anterior.

Tabela 1.8: p-valores do Teste LR para o procedimento “específico para o geral”

Países	Variável de Transição $F(\cdot)$		Hipóteses Nulas associadas a $F(\cdot)$		Variável de Transição $G(\cdot)$		Hipóteses Nulas associadas a $G(\cdot)$	
	$\left(\sum_{h=1}^{h_1} \log \Delta PTF_{t-h+1}\right)_{t-d}$		H_0^{VEC} $H_0^{STVEC_F}$		$\left(\sum_{h=1}^{h_2} \Delta PTFD_{t-h+1}\right)_{t-e}$		H_0^{VEC} $H_0^{STVEC_G}$	
	h_1	d			h_2	e		
Estados Unidos	2	4	0,00143	0,05830	2	1	0,10190	0,01771
	2	4	0,00143	0,05830	6	3	0,11249	0,02606
	2	4	0,00143	0,05830	7	2	0,27539	0,07192
	3	4	0,01188	0,01051	2	1	0,10190	0,05903
	5	4	0,02444	0,00751	5	1	0,01302	0,00685
Canadá	3	3	0,01057	0,20571	1	2	0,14581	0,04792
	2	4	0,00378	0,41775	1	2	0,14581	0,06495
	2	4	0,00378	0,41775	2	1	0,15705	0,01220
	3	3	0,01057	0,20571	6	2	0,15668	0,43239
	3	3	0,01057	0,20571	7	1	0,45580	0,43221
Japão	1	4	0,00023	0,00428	4	3	0,04406	0,00244
	1	4	0,00023	0,00428	3	4	0,14601	0,00519
	1	4	0,00023	0,00428	6	1	0,17794	0,00300
	3	2	0,00666	0,21324	6	1	0,17794	0,00775
	4	3	0,27109	0,01945	1	1	0,02423	0,03092
Alemanha	2	2	0,00001	0,15404	7	1	0,71918	0,01463
	2	2	0,00001	0,15404	1	1	0,00328	0,16036
	2	2	0,00001	0,15404	2	1	0,23594	0,10768
	2	2	0,00001	0,15404	8	1	0,67799	0,07020
	2	2	0,00001	0,15404	5	1	0,65335	0,51445

Por conseguinte, verifica-se que há evidências suficientes, com base na estratégia de especificação aqui delineada de que as séries do $\log$ da PTF e do índice de competitividade das exportações podem ser descritas de acordo com um MR-STVEC. No caso alemão, não houve maiores dificuldades para a escolha dos parâmetros relacionados as funções de transição. Os pares $(h_1=2, d=2)$ e $(h_2=7, e=1)$, propiciaram os menores p-valores no “procedimento específico para o geral para o específico” tal como nas duas hipóteses nulas dos estágios do procedimento “específico para o geral”. O mesmo se verifica para o Japão com os pares $(h_1=1, d=4)$ e $(h_2=4, e=3)$. Já no caso canadense, devido ao melhor ajuste do modelo aos dados pelo critério de informação AIC, selecionou-se as combinações $(h_1=2, d=4)$ e $(h_2=2, e=1)$, que é compatível com os menores p-valores em cada estágio do procedimento “específico para o geral”. Somente para os Estados Unidos, optou-se por escolher os pares $(h_1=3, d=4)$ e $(h_2=2, e=1)$, mesmo que não tenha sido as combinações com os menores p-valores para ambos os procedimentos, uma vez que os modelos MR-STVECs estimados para

o par $(h_I=2, d=4)$ também não apresentaram o melhor ajustamento aos dados, principalmente pela presença de heterocedasticidade condicional nos resíduos das duas equações do sistema.

Portanto, a partir dos resultados da estratégia de especificação aqui proposta, recorre-se a estimação dos modelos VEC de múltiplos regimes com transição suave.

1.5.3 Análise dos Resultados

O modelo MR-STVEC foi estimado através de do método de mínimos quadrados não lineares multivariado, ou seja, minimiza-se a expressão $\sum_t \mathbf{u}_t' \Sigma \mathbf{u}_t$, tal que, $\mathbf{u}_t$ é o vetor de resíduos e $\Sigma = E\mathbf{u}_t' \mathbf{u}_t$. Para a escolha do melhor modelo, faz um *grid* com os valores fixos dos coeficientes do parâmetro de suavidade. Aqueles que engendrarem o menor *log* do determinante de Σ são utilizados como valores iniciais. Como a proposta empírica discutida na seção 1.2 implica que a mudança de regimes ocorre de acordo com a alternância dos sinais da taxa de crescimento do acumulado do *log* da PTF e da PTFD, assumiu-se que os valores iniciais dos limiares são iguais a zero.

Os resultados dos modelos estimados para os quatro países em análise são apresentados na Tabela 1.9. Para economizar espaço, os coeficientes das defasagens do MR-STVEC não foram reportados.

Alguns pontos são importantes de serem ressaltados previamente a discussão dos resultados. Primeiramente, observa-se que os modelos não lineares se ajustam melhor às séries em destaque, como apontam os critérios de informação AIC e da razão entre os desvios padrões do modelo linear e não linear inferiores a unidade. Além disso, o teste ARCH, aplicado aos resíduos de cada equação, não traz indícios da existência de heterocedasticidade condicional, a pelo menos 5% de significância.

Tabela 1.9: Resultados da Estimação do MR-STVEC

País	Modelo	Equação	Regime 1	Regime 2	Regime 3	Regime 4	γ_F	c_F	F(.)		G(.)		p-valor ARCH(4)	p-valor A(4)	$\frac{\hat{\sigma}_{MR-STVEC}}{\hat{\sigma}_{VEC}}$	AIC
			$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	γ_G	c_G	h_1	d	h_2	e				
Estados Unidos	VEC	n	207													
		$\Delta \log PTF_t$	-0,0436***										0,01063	0,89501		-4138,08
		ΔX_t	0,0029										0,00002	0,93154		
	MR-STVEC	n	80	45	43	37										
		$\Delta \log PTF_t$	-0,0351	-0,0306	-0,0933***	-0,0121	9,0	0,0057***	3	4	2	1	0,21291	0,72521	0,92	-4132,28
		ΔX_t	0,0029	-0,0137	-0,0179	0,0048	17,0	0,0056***					0,40092	0,12068	0,91	
Canadá	VEC	n	207													
		$\Delta \log PTF_t$	-0,0449***										0,00648	0,99481		-4562,36
		ΔX_t	-0,0018										0,31177	0,99584		
	MR-STVEC	n	79	28	71	27										
		$\Delta \log PTF_t$	-0,0549	-0,0723**	-0,0597**	0,0271	2,0	0,0078**	2	4	2	1	0,70627	0,72127	0,83	-4588,60
		ΔX_t	-0,0011	-0,0067	-0,0053	0,0016	20,0	0,0030***					0,95386	0,13927	0,85	
Japão	VEC	n	207													
		$\Delta \log PTF_t$	-0,0405***										0,00758	0,98464		-4186,14
		ΔX_t	0,0005										0,53751	0,99891		
	MR-STVEC	n	66	42	28	69										
		$\Delta \log PTF_t$	-0,0121	-0,0473	-0,0816**	-0,0254	21,0	0,0000	1	4	4	3	0,70422	0,12098	0,79	-4216,59
		ΔX_t	-0,0043	0,0164**	0,0015	-0,0021	73,0	0,0093***					0,36758	0,92408	0,86	
Alemanha	VEC	n	187													
		$\Delta \log PTF_t$	-0,0615***										0,0982	0,32956		-3704,40
		ΔX_t	0,0122**										0,1967	0,99083		
	MR-STVEC	n	59	21	57	49										
		$\Delta \log PTF_t$	-0,0373	-0,1233*	-0,0549*	-0,0225	20,0	0,0045***	2	2	7	1	0,5988	0,9691	0,73	-3740,90
		ΔX_t	0,0197	0,0456*	0,0111	0,0182	200,0	0,0018					0,4416	0,8435	0,89	

Nota: ARCH(.) indica o teste de heterocedasticidade condicional sobre os resíduos de cada equação; A(.) indica o teste Q de autocorrelação serial de Ljung-Box para o modelo VEC e o teste proposto por Eitrheim e Teräsvirta (1996) para o modelo MR-STVEC.

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

Em segundo lugar, deve-se levar em conta que os quatro regimes, descritos na Tabela 1.1, em que ocorre o mecanismo não linear de desvio e retorno ao equilíbrio de longo prazo são descritos, por meio do MR-STVEC da seguinte maneira:

Regime 1: desvio negativo ao equilíbrio de longo prazo, ou seja, $\left(\sum_{h=1}^{h=h_1} \Delta \log PTF_{t-h-1}\right)_{t-d} \ll 0$ e $\left(\sum_{h=1}^{h=h_2} \Delta PTFD_{t-h-1}\right)_{t-d} \ll 0$;

Regime 2: retorno ao equilíbrio de longo prazo depois de um desvio positivo da PTF, ou seja, $\left(\sum_{h=1}^{h=h_1} \Delta \log PTF_{t-h-1}\right)_{t-d} \gg 0$ e $\left(\sum_{h=1}^{h=h_2} \Delta PTFD_{t-h-1}\right)_{t-d} \ll 0$;

Regime 3: retorno ao equilíbrio de longo prazo depois de um desvio negativo da PTF, ou seja, $\left(\sum_{h=1}^{h=h_1} \Delta \log PTF_{t-h-1}\right)_{t-d} \ll 0$ e $\left(\sum_{h=1}^{h=h_2} \Delta PTFD_{t-h-1}\right)_{t-d} \gg 0$;

Regime 4: desvio positivo ao equilíbrio de longo prazo, ou seja, $\left(\sum_{h=1}^{h=h_1} \Delta \log PTF_{t-h-1}\right)_{t-d} \gg 0$ e $\left(\sum_{h=1}^{h=h_2} \Delta PTFD_{t-h-1}\right)_{t-d} \gg 0$.

Feita estas considerações, nota-se, a partir das evidências da Tabela 1.9, que o modelo VEC linear estimado indica que, exceção feita ao caso alemão, somente os coeficientes de ajuste da equação da PTF são significantes. Portanto, de acordo com esse tipo de especificação, todo o ajustamento do sistema aos desvios de longo prazo se processa via produtividade total dos fatores. Esse aspecto vem a significar que a produtividade total dos fatores já descontada dos efeitos do nível de competitividade das exportações é puramente reativa. Para países como os Estados Unidos e Japão tal resultado não parece ser muito intuitivo dado a importância relativa dos setores orientados para o mercado doméstico em conduzir à evolução da produtividade ao longo do período analisado.

Se por um lado, em três países o modelo linear convencional indica que o nível de competitividade das exportações são fracamente exógenas em relação a PTF para quase toda a segunda metade do século XX, os resultados do MR-STVEC ponderam essa afirmação. Na especificação não linear esse fato vem ocorrer no regime 3, quando o *log* da PTF dessas economias encontra-se em uma fase de baixo crescimento, que aqui é definido como uma variação trimestral acumulada do *log* da PTF inferior a um limiar próximo a zero, seguido de um movimento de ascensão da PTFD, considerando o acumulado do resíduo do vetor de longo prazo superior a um limiar próximo a zero. Movimento esse em que, após o sistema sofrer um choque negativo, há uma tendência de reversão da produtividade total dos fatores

promovida pelo nível de competitividade das exportações, significando a existência de um mecanismo de sustentação da PTF do setor exportador para o não exportador.

Contrariamente aos modelos lineares, o MR-STVEC também trouxe evidências de que o ajustamento de curto prazo também vem a ocorrer por meio do indicador de competitividade das exportações para o caso japonês, com o regime 2 responsável por essa situação. Por conseguinte, quando o *log* da PTF encontra-se em um movimento de ascensão, seguido de uma queda da PTFD, há uma dinâmica de desvio ao equilíbrio de longo prazo e logo após o índice de competitividade das exportações respondem positivamente a este movimento, trazendo o sistema de volta ao atrator do sistema. Logo, um choque que promova um maior nível de produtividade, seja ele oriundo do setor não exportador, se traduzirá no aumento do nível de competitividade das exportações. Interessante observar que para os Estados Unidos não há qualquer tipo de resposta do setor exportador no caso de aumento de produtividade da economia, uma vez que o coeficiente de ajustamento no regime 2 não entra estatisticamente significativo. O que, portanto, leva ao questionamento sobre o quão sensível é o setor exportador, em termos de seu padrão competitivo, aos choques de produtividade positivos sobre a economia.

O Canadá e a Alemanha são os países que destoam das outras duas economias pelo fato de possuírem no regime 2 coeficiente de ajustamento na equação do *log* da PTF estatisticamente diferente de zero. Dessa forma, logo após a ocorrência de um choque positivo de produtividade nestas economias ele é dissipado. Portanto, o que chama atenção é que o nível de competitividade das exportações canadense restringe possíveis choques positivos de produtividade. Como destacado anteriormente, este aspecto pode ser explicado pelas características deste país que possui mercado doméstico relativamente pequeno e alta participação das exportações no PIB. Já no caso alemão, para o mesmo regime 2, o índice de competitividade das exportações também é responsável pelo ajustamento de curto prazo com a seguinte característica: o coeficiente $\hat{\alpha}_{21}$ (equação da PTF) superior a $\hat{\alpha}_{22}$ (equação do ICE). Para a Alemanha, portanto, um choque positivo sobre a PTF também tem contrapartida benéfica à participação de suas exportações sobre o total exportado mundialmente.

Para uma melhor compreensão a respeito do processo de ajustamento de curto prazo nos modelos MR-STVEC, os Gráfico 1.4 a 1.7, a seguir, apresentam a evolução das funções de transição conjuntamente com a série do *log* da PTF.

Gráfico 1.4: Evolução da função de transição $F(\cdot)$ (área), $G(\cdot)$ (linha tracejada) e do $\log$ da PTF_{t-4} (linha cheia) – Estados Unidos.

Gráfico 1.5: Evolução da função de transição $F(\cdot)$ (área), $G(\cdot)$ (linha tracejada) e do $\log$ da PTF_{t-4} (linha cheia) – Canadá.

Gráfico 1.6: Evolução da função de transição $F(\cdot)$ (área), $G(\cdot)$ (linha tracejada) e do $\log$ da PTF_{t-4} (linha cheia) – Japão.

Gráfico 1.7: Evolução da função de transição $F(\cdot)$ (área), $G(\cdot)$ (linha tracejada) e do $\log$ da PTF_{t-2} (linha cheia) – Alemanha.

É perceptível os efeitos da ação do indicador de competitividade das exportações nos momentos em que a produtividade total dos fatores dessas economias encontram-se em uma trajetória de queda, observado quando $F(\cdot)$ e $G(\cdot)$ são inferiores a 0,5. Nos extremos das funções esta dinâmica se refere ao regime 1. De maneira geral, há reversão da queda do $\log$ da PTF nos momentos em que $F(\cdot)$ é inferior a 0,5 e $G(\cdot)$ superior a 0,5 (regime 3 nos extremos). No caso do Canadá e Alemanha, verifica-se a situação inversa, uma restrição no crescimento do $\log$ da PTF quando $F(\cdot)$ é superior a 0,5 e $G(\cdot)$ inferior a 0,5 (regime 2 nos extremos). Vale destacar um aspecto interessante na evolução da PTF japonesa. Em geral, o seu movimento de sustentação orientado pelo ICE é sucedido por repentinas quedas, que se devem ao mecanismo de persistência de choques negativos, como será discutido mais a frente ainda nessa seção.

O processo de ajustamento por meio do indicador de competitividade das exportações só ocorre para o modelo MR-STVEC do Japão e Alemanha. Para salvar espaço, nos Gráfico 1.8 e 1.9 serão destacados somente a evolução do indicador de competitividade das exportações, conjuntamente com as funções de transição para este dois países.

Gráfico 1.8: Evolução da função de transição $F(\cdot)$ (área), $G(\cdot)$ (linha tracejada) e do indicador de competitividade das exportações $_{t-4}$ (linha cheia) – Japão.

Gráfico 1.9: Evolução da função de transição $F(\cdot)$ (área), $G(\cdot)$ (linha tracejada) e do indicador de competitividade das exportações $_{t-2}$ (linha cheia) – Alemanha.

Observa-se que nesses casos, de maneira geral, há um movimento de ascensão do indicador de competitividade das exportações quando $F(.)$ é superior a 0.5 e $G(.)$ inferior a 0.5 (regime 2 no extremos). Logo, como previsto no modelo estimado, o nível de competitividade das exportações responde positivamente ao aumento da produtividade do país.

Em suma, os resultados dos modelos VEC lineares podem trazer conclusões equivocadas a respeito da dinâmica de longo prazo entre a PTF e o indicador de competitividade, isso é bem nítido nos quatro países em análise. Em todos os casos, o ICE é fracamente exógeno. Essa conclusão não é muito compatível para um país como os Estados Unidos e o Japão, que possuem um amplo mercado doméstico e baixa participação das exportações no PIB. A afirmação de que sua produtividade é orientada pelas exportações, ao longo dos últimos 50 anos, fazendo com que a PTDF seja meramente reativa, parece contra-intuitivo. Entretanto, o que se observa é que essa conclusão é alimentada por um problema de especificação do vetor de correções de erros.

Para o modelo linear aplicado às séries do Canadá, o fato do *log* da PTF ser responsável pelo ajustamento de longo prazo, de certo modo já era esperado, uma vez que este país possui uma participação maior das exportações no PIB e mercado doméstico pequeno e, por conseguinte, o dinamismo de longo prazo desta economia, poderia ser orientado, exclusivamente pelo nível de competitividade de suas exportações. E o modelo MR-STVEC aponta nessa mesma direção, considerando que os regimes 2 e 3 indicaram que há ajustamento de curto prazo do *log* da PTF. Portanto, independente se há um movimento de queda ou elevação do *log* da PTF, o índice de competitividade das exportações se mostrou atuante, respectivamente, para reverter ou restringir os choques de produtividade deste país. Deve-se levar em conta que a magnitude desse ajustamento está condicionada ao tipo de regime, outro aspecto que ressalta a importância do modelo não linear.

Outro fator importante nesta análise é a estrutura de impactos defasados que existem entre os processos. Além do mecanismo de correção de erros, o índice de competitividade das exportações, por exemplo, pode afetar a produtividade do país não dissipando, instantaneamente, choques que ocorreram no passado; podendo até mesmo potencializá-lo, contrapondo os mecanismos de reversão ou de sustentação. Para avaliar estes aspectos, a Tabela 1.10, a seguir, apresenta o p-valor dos testes de causalidade de Granger (CG) aplicado às duas equações do sistema, tal como, a magnitude dos impactos multiplicadores.

Tabela 1.10: Resultados do Teste de Causalidade de Granger

	p-valor do teste CG		Impacto Multiplicador	
	$\Delta X_{t-p} \rightarrow \Delta PTF_t$	$\Delta PTF_{t-p} \rightarrow \Delta X_t$	$\Delta X_{t-p} \rightarrow \Delta PTF_t$	$\Delta PTF_{t-p} \rightarrow \Delta X_t$
Estados Unidos				
Regime 1	0,066315	0,424187	0,56	-0,28
Regime 2	0,013727	0,044174	$-\infty$	-0,03
Regime 3	0,156099	0,036449	-0,83	0,05
Regime 4	0,051293	0,000182	-0,16	0,20
Canadá				
Regime 1	0,201354	0,706562	-6,52	0,04
Regime 2	0,558164	0,148744	$-\infty$	∞
Regime 3	0,275499	0,030271	-4,31	0,07
Regime 4	0,232187	0,138890	1,27	$-\infty$
Japão				
Regime 1	0,000249	0,647482	0,63	0,04
Regime 2	0,026810	0,007810	$+\infty$	0,26
Regime 3	0,045041	0,217907	-2,35	-0,11
Regime 4	0,000947	0,004126	5,66	0,06
Alemanha				
Regime 1	0,511068	0,668545	-1,11	-0,02
Regime 2	0,000000	0,063689	-64,64	$+\infty$
Regime 3	0,089911	0,096284	-0,63	0,17
Regime 4	0,053434	0,529650	∞	-0,21

É difícil estabelecer um padrão de causalidade comum a todos os países. Há padrão idêntico somente no teste em que se verifica se o *log* da PTF não Granger causa o índice de competitividade para o regime 1. Contudo, mesmo com a heterogeneidade dos resultados, vale enfatizar a causalidade que se estabelece no sentido que se processa das exportações para a produtividade ($\Delta X_{t-p} \rightarrow \Delta PTF_t$) no regime 2, devido ao seu impacto sobre o mecanismo de reversão do regime 3. Para o Canadá o teste não se mostrou significativo aos níveis convencionais. Além disso, o impacto tem sinal negativo, similarmente ao caso americano e alemão. Somente o Japão apresentou sinal positivo com uma trajetória de alta persistência (impacto multiplicador tendendo ao infinito com trajetória estritamente positiva). Desse modo, quando esta economia sofre um choque negativo de produtividade, ao iniciar o movimento de reversão orientado pelo ICE, o efeito defasado desse choque no regime 3 ($\Delta PTF_{t-p} \rightarrow \Delta X_t$), diminui a participação das exportações no total exportado mundialmente. O impacto desse multiplicador é negativo e por isso amplia o desvio de curto prazo conduzindo

o sistema ao regime 2¹¹. Como neste caso existe um movimento de alta persistência em $\Delta X_{t-p} \rightarrow \Delta PTF_t$, o processo de recuperação da PTF é anulado posteriormente.

Assim sendo, em relação ao Japão, existe uma dinâmica de restrição encabeçada pelos efeitos defasados de choques negativos. Porém, na ocorrência de um choque positivo, haverá o movimento com sinal contrário de alta persistência, sendo que o aumento do índice de competitividade das exportações potencializará o choque de produtividade, dinâmica esta, que ao contrário da anterior, é benéfica ao país.

Para melhor compreender as principais características a respeito da dinâmica promovida pela incidência de choques, convém realizar o cálculo da função de resposta ao impulso. Vislumbra-se depreender como o sistema, que descreve o mecanismo de retorno ao equilíbrio de longo prazo entre o *log* da PTF e o índice de competitividade das exportações, se comporta quando há um choque de uma magnitude e sinal qualquer sobre cada processo.

Diferentemente da estrutura linear, a função de resposta ao impulso para modelos não lineares é dependente da história e da magnitude dos choques, podendo alterar a dinâmica das respostas. Nessas circunstâncias, Koop *et al* (1996) propuseram a função de resposta ao impulso generalizada (GI), metodologia esta que condiciona o horizonte (n) de respostas à magnitude e sinais dos choques ($v_t = \delta$), tal como a história dos processos antes da ocorrência de cada choque, denotado pelo conjunto Ω_{t-1} . Portanto, a função GI é calculada de acordo com a equação (1.14), a seguir.

$$GI_X = E[x_{t+n} | v_t = \delta, \Omega_{t-1}] - E[x_{t+n} | \Omega_{t-1}] \quad (1.14)$$

tal que X são as séries do *log* da PTF e do índice de competitividade das exportações. Cada uma das esperanças é calculada pelo método de *bootstrap*, considerando os resíduos dos modelos MR-STVEC estimados, obtendo-se, assim, as médias dos valores de Δx_{t+n} , para cada $n=1, \dots, N$. No total foram geradas 10.000 respostas para um horizonte $N = 120$ trimestres, com e sem a presença do choque δ . Com vistas a simplificar a análise, antes da ocorrência do choque optou-se por considerar as histórias do regime 4, visando o final do

¹¹ Nessa situação, o movimento de entrada no regime 2 não ocorre por meio de um choque, mas sim devido as características da estrutura de defasagens no regime 3 que impacta negativamente o ICE.

ciclo de desvio positivo ao equilíbrio. Para cada uma das respostas foram selecionados os valores iniciais das variáveis do sistema a partir do método de *bootstrap*. Foram consideradas também somente as histórias cujas taxa de crescimento do índice de competitividade das exportações foi positiva nos dois últimos dois trimestres, antes da ocorrência do choque. Para evitar o cálculo de respostas espúrias, considerou-se iguais a zero, os coeficientes de ajustamento não significantes, a pelo menos 10% de significância. As GIs serão computadas no nível, logo, faz-se necessário acumular as respostas na primeira diferença.

Quatro tipos de choques foram selecionados $\delta/\hat{\sigma}_\varepsilon = \pm 1, \pm 2$, tal que, $\hat{\sigma}_\varepsilon$ seja o desvio padrão dos resíduos estimados do MR-STVEC. Os Gráfico 1.10 e 1.11 apresentam as funções de resposta ao impulso acumuladas para cada país em questão.

Gráfico 1.10: Função de Resposta ao Impulso Generalizada (GIR) do log da PTF para choques incididos sobre a produtividade. Os choques correspondem a $\pm 1\sigma_\varepsilon$ (linha cheia) e $\pm 2\sigma_\varepsilon$ (linha tracejada). As setas indicam o sinal do choque.

Como se observa no Gráfico 1.10, os resultados são compatíveis com o esperado. Há um movimento de reversão da produtividade quando há choques negativos para Estados Unidos, Canadá e Alemanha, com variação apenas do grau de persistência. O Japão, por sua vez, apresenta o movimento de reversão, que é anulado rapidamente, como já destacado, pelo efeito da queda do índice de competitividade das exportações. Logo, verifica-se uma trajetória de forte declínio.

Gráfico 1.11: Função de Resposta ao Impulso Generalizada (GIR) do índice de competitividade das exportações para choques incidentes sobre a produtividade. Os choques correspondem a $\pm 1\sigma_\varepsilon$ (linha cheia) e $\pm 2\sigma_\varepsilon$ (linha tracejada). As setas indicam o sinal do choque.

A resposta do índice de competitividade das exportações ao choque sobre o $\log$ da PTF, apresentada no Gráfico 1.11, manifesta uma trajetória contrária ao sinal do choque, exceção feita ao Japão, o que vem a contribuir com os movimentos de reversão, caracterizado pelo

regime 3. Importante ainda destacar um fato interessante, o padrão assimétrico das respostas do índice de competitividade varia de acordo com o sinal dos choques.

1.6 Conclusão

Este capítulo constatou a existência de relação de longo prazo, nos últimos 50 anos, entre produtividade total dos fatores e exportações, para quatro países de renda *per capita* elevada, mas com distintos graus de participação do comércio internacional no PIB - Estados Unidos, Canadá, Japão e Alemanha. Diferentemente de grande parte da literatura econômica, optou-se por avaliar as exportações através de sua participação no valor total exportado no mundo, o que, de certo modo, representa um índice geral de competitividade dos produtos comercializados internacionalmente e serve também como *proxy* da produtividade do setor exportador. A averiguação do sentido de causalidade entre os dois processos, segunda questão principal enunciada e geradora de controversa na literatura, ocorreu, sobretudo, por meio dos coeficientes de ajustamento. A partir do teste de especificação proposto, composto por dois tipos de procedimentos, averiguou-se que a dinâmica de ajustamento ao atrator, dado pelo vetor de cointegração, pode ser caracterizada por meio do modelo MR-STVEC. Esta última especificação tem a vantagem sobre o modelo linear VEC convencional por tratar isoladamente todo o movimento seja dos desvios, a partir da incidência de choques negativos e positivos, tal como dos retornos à trajetória de longo prazo, através de pelo menos quatro tipos de regimes, dois destes, responsáveis pelo ajustamento, no caso os regimes 2 e 3.

Por meio dessa estrutura, houve evidências de causalidade em ambos os sentidos, corroborando tanto a visão tradicional de que as exportações conduzem ao crescimento, como a visão crítica que salienta o sentido de causalidade inversa. Todavia, a novidade deste trabalho ficou por conta da identificação do modo como essas orientações vêm a ocorrer, em especial, aquela que se processa das exportações para a produtividade.

O primeiro modo vai indicar que as exportações promovem um movimento de reversão da produtividade total dos fatores dos quatro países caso haja ocorrência de choques negativos sobre a mesma. Em segundo lugar, para Alemanha e, em especial, o Canadá, as exportações podem restringir potenciais choques positivos de produtividade.

O sentido de causalidade reversa que se processa da PTF para o índice de competitividade das exportações, indicado pelos coeficientes de ajustamento do modelo, vem a ocorrer somente para Japão e Alemanha. E tal resultado vem a significar que no caso da ocorrência de choques positivos sobre a produtividade, há uma trajetória de ascensão do índice de competitividade das exportações, ou seja, vislumbra-se para estas economias uma potencial geração de externalidades positivas entre o setor exportador e o não exportador.

Por fim, é importante ainda salientar que o teste de causalidade de Granger trouxe também evidências de causalidade de curto prazo em ambos os sentidos. Como os resultados são bem heterogêneos, convém dar destaque ao caso japonês. Apesar desta última economia também apresentar o movimento de reversão da PTF, promovida pelo setor exportador, o grau de persistência do choque aprofunda ainda mais essa dinâmica negativa. Portanto, o movimento de reversão é dissipado pela continuidade dos efeitos defasados dos choques negativos.

2 ENSAIO II: REAVALIANDO A RELAÇÃO ENTRE COMÉRCIO INTERNACIONAL E CRESCIMENTO POR MEIO DA ABORDAGEM DE ENTROPIA DE TRANSFERÊNCIA

2.1 Introdução

A literatura econômica possui uma extensa lista de estudos que discutem a hipótese de que o comércio internacional é um dos motores do crescimento econômico (Kravis, 1970; Balassa, 1978; Krugman, 1984; Helpman e Krugman, 1985; Edwards, 1993; Edwards, 1998; Frankel e Romer, 1999; Hausmann *et al*, 2005; Rodrik *et al*, 2007; Bernard *et al*, 2007). Há diversos canais por meio do qual o comércio internacional pode estimular o crescimento. Aqui iremos nos concentrar em dois deles que são os canais amplos das exportações e das importações.

Atualmente, o primeiro é um dos canais mais tradicionais em termos do receituário dos formuladores de política, com vistas a promover melhor desempenho econômico. E se tornou cada vez mais recomendado a partir do sucesso econômico de alguns países do leste asiático que, justamente, optaram por uma estratégia de desenvolvimento orientada para fora. De maneira geral, as exportações podem ser um mecanismo pelo qual o país pode auferir ganhos de competitividade e lucratividade. E isto viria a ocorrer por meio da melhoria na alocação de recursos, de acordo com a vantagem comparativa do país, além de levar à exploração de economias de escala e à difusão de conhecimento, através de “*spillovers*” tecnológicos (Balassa, 1978; Jung e Marshall, 1985; Rodrik 1995; Dornbusch, 1992; Marin, 1992, De Loecker, 2007).

Por seu turno, o canal das importações pode trazer os mesmos benefícios, mas com um mecanismo de propagação diferente. Ao invés dos ganhos de competitividade e lucratividade advirem, preponderantemente, dos incentivos criados pela competição no mercado internacional, estes benefícios seriam conquistados através da aquisição de tecnologia estrangeira acumulada nos bens de capital e insumos intermediários. De acordo com Grossman e Helpman (1991), em um mundo em que as firmas não dependem somente da quantidade de bens intermediários, mas também de sua variedade, acessar importações pode promover maior produtividade em virtude da possibilidade de encontrar, no mercado internacional, diversidade dos tipos de insumos. Coe e Helpman (1995), por exemplo,

salientam que existem benefícios indiretos, através da aquisição de bens e serviços dos parceiros comerciais, ligados a pesquisa e desenvolvimento tecnológico, que também afetaria a produtividade de um país e, por conseguinte, seu crescimento. De acordo com os autores, há evidências de que o choque de capital em pesquisa e desenvolvimento tem maior efeito sobre a produtividade doméstica quanto maior a participação das importações no PIB. Nesse sentido, economias com maior grau de abertura comercial extraem esse tipo de benefícios em relação às economias menos abertas. Vale ainda destacar que Lee (1995), Lawrence e Weinstein (1999) e Mazumdar (2001) consideram que a importação de bens de capital é um dos mecanismos pelos quais é gerado maior crescimento, principalmente, nos países em desenvolvimento, uma vez que possuem desvantagens comparativas na produção desse tipo de bem.

Entretanto, tanto do ponto de vista teórico como empírico, existem discordâncias a respeito do papel do comércio internacional como indutor do crescimento econômico, como discutido em Bruton (1998). Não necessariamente, por exemplo, pode existir uma dinâmica de crescimento que se processa via exportações, pondo em questão um dos canais de política econômica, mais aceitos. Pelo contrário, a expansão das exportações seria uma resposta ao aumento de produtividade doméstica (Bhagwati, 1988; Krugman, 1984). Além disso, algumas evidências baseadas em microdados têm contestado a hipótese de “*learning-by-exporting*”, ou seja, firmas que se lançam ao mercado internacional promovem ganhos de produtividade. Como destaca De Loecker (2007), alguns estudos vêm identificando o mecanismo de “*self-selection*”, argumentando que somente as empresas domésticas mais produtivas entram no mercado internacional devido às melhores condições de enfrentar uma competição mais acirrada. De modo semelhante, as importações podem não ser responsáveis por elevar produtividade e lucratividade, mas ser resultado complementar da dinâmica de crescimento do país, em razão, por exemplo, do aumento da demanda por bens comercializáveis, incluindo os bens de capital e os intermediários, sem provisão doméstica.

A literatura econômica, em geral, não possui dúvidas a respeito da existência de uma relação entre comércio internacional e crescimento, entretanto, não está claro qual é o sentido de sua propagação. Diversos são os motivos para tal, salientando-se aqui que um dos principais está associado à escolha do método empírico de avaliação, que envolve desde problemas relacionados à especificação dos modelos, como também, a falta de abrangência analítica do método. O teste de causalidade de Granger (1969) e o teste de cointegração de Johansen

(1991) são abordagens comumente usadas na literatura empírica para o julgamento da relação entre as variáveis de comércio internacional - exportações e importações - com aquelas que medem crescimento econômico, tais como, produção industrial, medidas nacionais do produto e de produtividade. De maneira geral, os resultados encontrados são bastante ambíguos (Edwards, 1993; Greenaway e Sapsford, 1994; Giles e Williams, 2000a e 2000b), sendo possível, para um mesmo país, encontrar evidências que tanto corroboram ou rejeitam a hipótese de que as variáveis do comércio internacional atuam sobre crescimento, ou mesmo, indicam que há um sentido inverso de causalidade. A origem desse conflito, em larga medida, está relacionada à definição do número de variáveis adicionadas ao sistema, à periodicidade da série, ao tipo de critério de informação para seleção do número de defasagens, à especificação do modelo, dentre outros. Um dos fatores que também pode ser decisivo para tanto é assumir que existe uma estrutura linear entre as variáveis, como discutido em Alves e Faleiros (2010).

Tendo em vista que os trabalhos empíricos vêm corroborando, cada vez mais, que há ambiguidade no sentido de propagação desse fenômeno, caberia aos estudos ao menos apontar qual direção é dominante e mensurar o quanto cada um destes processos contribui para explicar os demais. Esse é um ponto muito pouco evidenciado devido à limitação analítica dos modelos convencionais de séries de tempo. Por exemplo, a conclusão obtida pelo teste de causalidade de Granger, incluído ai ou não um vetor de correções de erros, não entra nesse mérito e está circunscrita à mera existência, entre as variáveis, de um fluxo de informação. Portanto, se esses aspectos continuarem em aberto, como já destacado em Krueger (1980), maior será o grau de incerteza em relação aos resultados das propostas dos formuladores de política econômica, no que tange a política de promoção do comércio internacional como chave tradicional para induzir o crescimento.

Uma alternativa empírica, proposta por Schreiber (2000), dentro do escopo da abordagem de séries de tempo simbólica (STSA) e da teoria da informação, é o conceito de “entropia de transferência”, que consiste em uma medida do fluxo de informação entre dois processos, sem que haja exigência de uma especificação paramétrica. Diferentemente do conceito de causalidade proposto por Granger (1969), que se baseia na ideia de precedência temporal, a noção de entropia de transferência não está ligada ao conceito estrito de previsão, mas à ideia de resolução de incertezas entre processos. Esse tipo de abordagem faz o uso do cálculo de entropias, mais especificamente, o princípio da máxima entropia que determina a distribuição

de probabilidade de um conjunto de variáveis pela maximização da entropia de Shannon, como discutido em Shannon (1948), sem a exigência de uma suposição sobre o processo gerador dos dados.

Convém ainda salientar que, como destaca Barnett *et al* (2009), no caso específico em que os processos envolvidos forem gaussianos, a causalidade de Granger e entropia de transferência são equivalentes. Um resultado muito relevante, pois no caso em que há dados com características não lineares, a abordagem de entropia de transferência torna-se preferível a de causalidade de Granger. De acordo com Hlaváčková-Schindler *et al* (2007), a abordagem da teoria da informação, em que se insere o conceito de entropia de transferência, possui uma grande importância nas avaliações de causalidade entre processos, podendo ser até mesmo uma abordagem superior nesse tipo de avaliação.

Os economistas utilizam pouco o conceito de entropia em suas aplicações empíricas, mas alguns resultados interessantes já podem ser observados. Em Aparício e Escribano (1998), propõe-se teste de cointegração aplicado às taxas de câmbio. Brida e Punzo (2003) analisam a dinâmica de crescimento de macro-regiões da Itália. Por sua vez, Matilla-García e Marin (2008) sugerem um novo teste de independência de séries a partir da entropia de permutação. A fonte empírica que mais utiliza o conceito de entropia são os trabalhos que avaliam o fluxo de informação entre séries financeiras, como observado em Darbellay e Wuertz (2000), Marschinski e Kantz (2002), Baek *et al* (2005), Kwona e Yang (2008) e Peter (2010).

Sendo assim, com vistas a atacar as dificuldades e restrições impostas pelo uso do teste de causalidade de Granger e os problemas ligados à especificação de modelos em que é aplicado, tal como, à inviabilidade desta abordagem em quantificar o fluxo de informações entre as variáveis, o presente capítulo faz o uso da entropia de transferência, conforme proposto por Schreiber (2000). Nessa perspectiva, este trabalho trará novas evidências a respeito do papel do comércio internacional sobre o produto, na tentativa de poder elucidar os principais questionamentos que ainda permeiam esse tema.

Para tanto, foram utilizadas as séries da taxa de crescimento trimestral da produção industrial, como medida para o produto, e as séries de comércio internacional - receita de exportações e importações de bens - para um total de 20 países. Verifica-se também se as entropias de transferências são estatisticamente significantes, aplicando-se dois procedimentos: o

surrogate data test, discutido em Schreiber e Schmitz (2000) e um teste de significância, proposto neste trabalho, com valores críticos computados a partir de simulações de Monte Carlo de séries de ruído branco. Para auxiliar a interpretação dos resultados, dois indicadores são calculados: o índice normalizado de direção (NDI) que avalia em qual direção há predominância do fluxo de informação e o REA (*relative explanation added*) cujo propósito é averiguar o quanto do processo de J em $t + 1$ pode ser explicado somente pelo processo de I em $t - k$, para $k = 1, \dots, 5$.

Os resultados encontrados neste capítulo trazem indícios de que, para a totalidade de países, há pelo menos um fluxo de informação entre a taxa de crescimento das variáveis de comércio internacional e da produção industrial. Em concordância com os demais estudos empíricos que trata esta questão, corrobora-se aqui que há ambiguidade em relação ao sentido de propagação de informação entre os processos, uma vez que para muitos países o sentido é bi-direcional. Mas uma novidade aqui se coloca, diagnosticou-se que há dominância do fluxo de informação que se processa do produto para o comércio internacional, ou seja, há maior resolução de incertezas nessa direção. No caso das importações, com exceção de apenas quatro países, seu processo é estritamente dominado pelo produto. Quanto às exportações, os resultados possuem maior nível de heterogeneidade, sendo que há pelo menos oito países em que o processo da taxa de crescimentos das exportações domina estritamente a taxa de crescimento do produto.

Por sua vez, quando se avalia até que ponto o comércio internacional orienta o crescimento destas nações, sem levar em conta a dominância de fluxo, há um número substancial de resultados. No caso das importações, verifica-se esse fato em seis países, e para as exportações, em um total de doze. E através do computo do REA podem ser encontrados resultados que indicam que o comércio internacional possui um amplo poder de resolução de incerteza em relação à variação trimestral do produto, medido pela produção industrial, como salientado. E o aspecto mais importante aqui reside no fato de que, quando segmentamos os países por nível de renda inicial, fica claro que o papel do comércio internacional, como receituário para o crescimento econômico, continua válido.

Para maior compreensão da técnica e conceito da entropia de transferência e seus resultados, este capítulo foi dividido em mais 4 seções. A próxima seção discute o conceito e o cálculo de entropia de transferência, a terceira, por sua vez, faz uma breve discussão sobre o porquê é

importante tratar o crescimento econômico através de uma medida de complexidade. A quarta seção apresenta os resultados e faz a avaliação empírica. E finalmente, a quinta seção conclui este capítulo.

2.2 Entropia de Transferência

Previamente à apresentação do conceito de entropia de transferência, vale a pena ressaltar que essa é uma medida que consiste em dividir em pequenos grupos o estado de espaço de um sistema, por exemplo, com dois processos J e I, e associá-los a uma sequência de símbolos. Sendo assim, dada uma série de tempo qualquer, com um número mínimo de observações, esta será dividida em pequenos grupos de tamanho m . Cada uma das observações é numerada de 1 a m , por exemplo. Como temos então um total de $m!$ grupos passíveis de formação, com número inteiro entre 1 e m , estes serão os símbolos associados a cada uma das janelas construídas para a série de tempo. Portanto, as duas variáveis podem ser decompostas nos símbolos $i, i \in (1, \dots, m)$ e $j, j \in (1, \dots, m)$, respectivamente.

Quando as séries passam por esse tipo de transformação, não necessariamente a distribuição dos símbolos j e i é igualitária e podem apresentar probabilidades distintas de ocorrência, p_j e p_i . Ao quantificar a informação que pode ser ganha a partir de uma sequência de símbolos, pode-se utilizar como medida, a entropia de Shannon (1948) apresentada a seguir, para variável discreta J:

$$H_J = - \sum_{j=1}^m p_j \log_2 p_j \quad (2.1)$$

em que, $0 \leq H_J \leq \log_2 S$, sendo S um grupo simétrico de ordem $m!$. Como já destacado, (2.1) é uma informação de incerteza ou de aleatoriedade associada à ocorrência dos símbolos. Se, por exemplo, a distribuição de todos os $m!$ símbolos for igualitária, o grau de incerteza é maior, ou seja, se estes símbolos possuem distribuição uniforme, a seleção aleatória de cada um deles possui a mesma probabilidade de ocorrência. Em contrapartida, se há concentração em uma quantidade menor de símbolos, a probabilidade de ocorrência é maior, reduzindo o grau de incerteza da sequência da variável discreta J. Sendo assim, no caso extremo em que

$H_J = \log_2 S$, indica que há uma sequência aleatória, enquanto que se $0 \leq H_J < \log_2 S$ há indicação de uma estrutura determinística.

Uma extensão do conceito de entropia de Shannon é a entropia condicional que se baseia no cálculo do excesso de quantidade de informação produzida em virtude de uma suposição equivocada de que dois sistemas possuem sequências independentes. Neste caso, supõe-se um sistema que pode ser aproximado por um processo estacionário de Markov, por exemplo, de ordem k , tal que, a probabilidade de encontrar em $t + l$, um estado j qualquer na sequência de J , independe do estado j encontrado em $t - k$. Portanto, considerando a sequência J , temos que, a entropia condicional é expressa por:

$$h_J(k) = -\sum p(j_{t+1}, j_t^{(k)}) \log_2 p(j_{t+1} | j_t^{(k)}) \quad (2.2)$$

tal que, $j_t^{(k)} = (j_t, \dots, j_{t-k+1})$. Esta expressão também pode ser descrita através do cálculo da entropia de Shannon em (2.2), de modo que, $h_J(k) = H_J(k+1) - H_J(k)$.

A entropia de transferência é semelhante à entropia condicional, mas estendida para duas séries distintas J e I . Neste caso, supõe-se que o estado de I não possui influência nas probabilidades de transição do sistema em J , ou seja, $p(j_{t+1} | j_t^{(k)}, i_t^{(l)}) = p(j_{t+1} | j_t^{(k)})$. Se essa suposição estiver incorreta, haverá um fluxo de informações que será transmitida de I para J , que é dado pela transferência de entropia, calculada como:

$$T_{I \rightarrow J}(k, l) = \sum p(j_{t+1}, j_t^{(k)}, i_t^{(l)}) \log_2 \frac{p(j_{t+1} | j_t^{(k)}, i_t^{(l)})}{p(j_{t+1} | j_t^{(k)})} \quad (2.3)$$

Esta medida tem o intervalo entre 0 e o máximo dado pela entropia de Shannon em relação ao processo J , ou seja, $0 \leq T_{I \rightarrow J}(k, l) \leq H_J$. Como destaca Marschinski e Kantz (2002), a entropia de transferência $T_{I \rightarrow J}$ é igual à informação da observação futura $J(t+1)$ engendrada por J e I , menos a informação da observação futura $J(t+1)$ engendrada exclusivamente por J .

Um dos principais problemas relacionados à aplicação de (2.3) em economia é o tamanho das séries. Em geral, a literatura recomenda que k seja alto o suficiente, com vistas a evitar

conclusões equivocadas a respeito do fluxo de informação. Entretanto, conforme $k \rightarrow \infty$, $T_{I \rightarrow J}$ tende a crescer e a indicação de que o processo possui uma memória longa pode ser equivocada, devido ao efeito do tamanho da amostra, gerando um viés na medida. Em geral, em séries econômicas, espera-se que conforme k aumente, a transferência de entropia tenda a zero, devido à limitação de memória das séries.

Para corrigir esse problema, Marschinski e Kantz (2002) propuseram uma medida que ameniza os efeitos do tamanho da amostra, através do método de *shuffled data*, que consiste em estimar a entropia de transferência fazendo uma permutação randômica das observações da variável $i_t^{(l)}$. Ao realizar esse feito, toda a estrutura de dependência estatística entre os processos advinda do tamanho da amostra é destruída. Sendo assim, o cálculo da entropia de transferência efetiva, expressa em (2.4), confirma se de fato o fluxo de informações entre dois processos ocorre sem a interferência do efeito do tamanho das séries.

$$ET_{I \rightarrow J}(k, l) = T_{I \rightarrow J}(k, l) - T_{I_{\text{shuffled}} \rightarrow J}(k, l) \quad (2.4)$$

Observe-se que conforme o tamanho da série tende ao infinito, tem-se que $T_{I_{\text{shuffled}} \rightarrow J}(k, l) \rightarrow 0$. Portanto, quando $T_{I_{\text{shuffled}} \rightarrow J}(k, l) \neq 0$, indica que este tipo de restrição amostral gera um viés no resultado do cálculo da entropia de transferência, tornando a correção importante para a análise aqui proposta.

Vale destacar que os resultados encontrados, no caso em que $ET_{I \rightarrow J}(k, l) > 0$, não são interpretados como convencionalmente se faz nos modelos econométricos de séries de tempo mais tradicionais. Em primeiro lugar, a metodologia aqui proposta deve ser entendida estritamente em termos de fluxo de informação, portanto, quando $ET_{I \rightarrow J}(k, l) > 0$, há um fluxo de informação, em $t + 1$, transferido da variável I direto para a variável J, desconsiderando o fluxo de informação obtido dos estados anteriores de J. Em segundo lugar, se a base do logaritmo é igual a dois, o *bits* é o padrão de medida desse fluxo, medida nada convencional nos trabalhos de economia aplicada.

Nessa perspectiva, dado o valor de k e l , pode-se tirar apenas a conclusão de que há fluxo de informação entre os processos e em qual direção há dominância desse fluxo. Para auxiliar

nesse tipo de análise, Peter (2010) propõe o uso do índice normalizado de direção (NDI) descrito a seguir:

$$NDI(I, J) = \frac{ET_{I \rightarrow J}(k, l) - ET_{J \rightarrow I}(k, l)}{ET_{I \rightarrow J}(k, l) + ET_{J \rightarrow I}(k, l)} \quad (2.5)$$

O NDI pode variar entre -1 e 1. Os valores negativos indicam que o fluxo de informação de J para I é dominante, enquanto que, para valores positivos, há predominância de informação no fluxo de I para J. Nos valores extremos do índice, há causalidade unidirecional.

Assim como o teste de causalidade de Granger, uma das dificuldades impostas pelo cálculo da entropia de transferência, é que o fluxo de informação obtido, analisado individualmente, não possibilita fazer comparações entre diferentes conjuntos de processos. Uma das maneiras de contornar esse problema é o computo do REA (*relative explanation added*), proposto por Marschinski e Matassini (2001) e Marschinski e Kantz (2002), definido como:

$$REA(k, l) = \frac{ET_{I \rightarrow J}(k, l)}{h_J(k)} \quad (2.6)$$

A principal motivação desse índice é averiguar o quanto de $J(t+1)$, em termos percentuais, é explicado adicionalmente por $I(t)$, quando o passado da série J é conhecido; ou, de outro modo, quanto o processo de $J(t+1)$ pode ser explicado somente pelo processo de $I(t)$. Sendo assim, ao calcular a entropia de transferência entre a variação trimestral do produto e as variáveis de comércio internacional para vários países, será possível confrontar cada um dos índices e averiguar em qual deles o percentual do fluxo de informações das exportações ou importações é maior para explicar o produto em $t + 1$, e vice-versa, dado o valor da ordem de k .

2.2.1 Codificando as Séries de Econômicas

Todo processo de computo das medidas de entropia exige, previamente, que a série econômica seja transformada em símbolos. Uma das vantagens desse procedimento é a de reduzir a dimensão do estado de espaço do sistema. Para um melhor detalhamento do modo como as séries são transformadas, são apresentadas as etapas de codificação:

- (a) Considerando-se que $\{I_t\}$ e $\{J_t\}$ são as duas séries de tempo a serem analisada;
- (b) S_m é um grupo simétrico de ordem $m!$, tal que $m \geq 2$, $m!$ também é chamado de “*embedding dimension*”;
- (c) Considera-se $\pi_i = (i_1, i_2, \dots, i_m) \in S_m$ e $\pi_j = (j_1, j_2, \dots, j_m) \in S_m$ como os símbolos em que cada janela é associada, onde i e j são números inteiros com trajetória ordinal¹²;
- (d) As séries de tempo $I_m = (I_{t+1}, I_{t+2}, \dots, I_{t+m})$ e $J_m = (J_{t+1}, J_{t+2}, \dots, J_{t+m})$ são encaixadas em um espaço $m!$ dimensional, ou seja, abre-se uma janela no período t das séries com m observações.
- (e) A janela no período t é um símbolo único se satisfaz certo critério de simbolização, definida, *a priori*. Em geral, a descrição ocorre via limiares ou mesmo por meio de sequenciamentos.
- (f) Para todo t , a janela $I_m = (I_{t+1}, I_{t+2}, \dots, I_{t+m})$ e $J_m = (J_{t+1}, J_{t+2}, \dots, J_{t+m})$ são convertidas em um único símbolo π_i , seguindo as condições propostas no item (e). Ou seja, ao se abrir uma janela na série de tempo proposta faz-se uma simbolização de cada observação com base nas condições em (e) e em cada uma dela é imputado o valor de um número ordinal i e j .

Apesar da facilidade de realizar esse tipo de procedimento, o passo (e) pode ser realizado de vários modos, como discutido em Hlavácková-Schindler *et al* (2007), o que impõe o chamado problema de gerar repartições. Em especial nos trabalhos de economia, esse problema pode ser amenizado, se a função de simbolização escolhida seguir algum padrão respaldado por razões econômicas. O padrão mais comum de codificação das séries, nos estudos relacionados aos temas econômicos, é o uso de poucos símbolos construídos com critérios baseados em limiares exogenamente definidos. Em geral, a definição de vários tipos de partições pode afetar os resultados da entropia de transferência, entretanto, caso não haja muita variação desse valor, maior é a evidência a respeito do fluxo de informação entre os processos.

¹² Neste caso, m pode ser especificado como as ordens k e l .

2.2.2 Teste de Significância da Entropia de Transferência Efetiva

São poucos os estudos que aplicam testes de significância estatística para a medida de entropia de transferência efetiva, como se observa no artigo de Marschinski e Kantz (2002). Pelo fato da entropia de transferência poder apresentar viés em razão das restrições de amostrais, a execução de um teste de significância torna-se necessário neste capítulo, principalmente pelo tamanho reduzido das séries econômicas.

Como já destacado, o calculo da entropia de transferência efetiva de I em relação a J ($ET_{I \rightarrow J}(k, l)$) realiza o computo de várias entropias de transferências, por meio da permutação aleatória das observações do processo de I , ou seja, $T_{I_{\text{shuffled}} \rightarrow J}(k, l)$. Para tanto, é necessário repetir a permutação aleatória N vezes, obter a média de $T_{I_{\text{shuffled}} \rightarrow J}^P(k, l)$, tal que, $P = 1, \dots, N$, e subtraí-la de $T_{I \rightarrow J}(k, l)$. Sendo assim, as entropias de transferência com permutação aleatória de I , possuem uma distribuição, e a partir dela, serão obtidas as estatísticas para os testes de significância.

No total serão realizados dois testes: o *surrogate data test*, discutido em Schreiber e Schmitz (2000) e Lizier *et al* (2011), e outro, proposto neste trabalho, baseado em simulações de Monte Carlo de duas séries de ruídos brancos. Em ambos os casos, testa-se a hipótese nula de independência, ou seja, a entropia de transferência efetiva é igual a zero, portanto,

$$\begin{aligned} H_0 : ET_{I \rightarrow J}(k, l) &= T_{I \rightarrow J}(k, l) - T_{I_{\text{shuffled}} \rightarrow J}(k, l) = 0 \\ H_0 : ET_{J \rightarrow I}(l, k) &= T_{J \rightarrow I}(l, k) - T_{J_{\text{shuffled}} \rightarrow I}(l, k) = 0 \end{aligned} \quad (2.7)$$

No *surrogate data test*, Schreiber e Schmitz (2000) propõem alocar o valor da entropia de transferência da série econômica aqui expressa por $T_{I \rightarrow J}^*(k, l)$, na distribuição de $T_{I_{\text{shuffled}} \rightarrow J}^P(k, l)$, tal que, $P = 1, \dots, N$, e ordená-los. O valor de $T_{I \rightarrow J}^*(k, l)$ estará em uma posição n desta distribuição que conta agora com $N + 1$ observações. Sendo assim, quanto mais a direita o valor de $T_{I \rightarrow J}^*(k, l)$ estiver na distribuição, maior a chance de se rejeitar a hipótese nula de que $H_0 : T_{I \rightarrow J}(k, l) - T_{I_{\text{shuffled}} \rightarrow J}(k, l) = 0$, ou seja, a entropia obtida da série não possui as mesmas propriedades das entropias mais ao centro da distribuição, que são aquelas baseadas na permutação aleatória do processo de I . Para encontrar a significância do teste, basta calcular a probabilidade $\alpha = (N + 1 - n) / N$, portanto, rejeita-se a hipótese nula de independência a $\alpha\%$.

No segundo teste, diferentemente do anterior, os valores críticos são obtidos por meio de simulação de Monte Carlo de dois ruídos branco, conforme as seguintes etapas:

- (a) Para um dado par de ruídos brancos, é calculada a entropia de transferência $T_{I \rightarrow J}^*(k, l)$, assim como, N entropias de transferências com a permutação aleatória (*shuffled data*) do processo de I ;
- (b) Obtêm-se o valor da entropia de transferência efetiva, assim como, o desvio-padrão da distribuição de N observações de $T_{I_{\text{shuffled}} \rightarrow J}^P(k, l)$, tal que, $P = 1, \dots, N$;
- (c) Sendo assim, calcula-se a estatística z sob a hipótese nula de que as séries são independentes, ou seja, $H_0 : T_{I \rightarrow J}(k, l) - T_{I_{\text{shuffled}} \rightarrow J}(k, l) = 0$, tal que,

$$z = \frac{ET_{I \rightarrow J} - 0}{\sigma_{T_{I_{\text{Shuffled}}}}} \quad (2.8)$$

- (d) Os três passos anteriores são calculados N_z vezes, a ponto de se obter uma distribuição da estatística z , o que possibilita obter os valores dos quantis 90, 95 e 99;
- (e) Por fim, ao calcular a entropia de transferência efetiva das séries econômicas, calcula-se a estatística z , se o valor for superior aos valores dos três quantis, destacados na etapa anterior, rejeita-se a hipótese nula $H_0 : T_{I \rightarrow J}(k, l) - T_{I_{\text{shuffled}} \rightarrow J}(k, l) = 0$ a níveis de significância iguais a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

2.3 Crescimento Econômico e a Entropia de Transferência

Antes de apresentar os resultados empíricos para o conjunto de países, convém ressaltar qual é a relevância de se usar uma medida, tal como a apresentada na seção anterior, em uma avaliação sobre crescimento econômico. Ou, de outro modo, quais os motivos de se avaliar a relação entre comércio internacional e crescimento econômico, por meio de uma medida de complexidade?

Podem ser enunciados diversos motivos em termos da eficácia e proveito desta técnica, muito bem observadas na literatura sobre teoria da informação (Darbellay e Wuertz, 2000; Brida e

Punzo, 2003; Hlavácková-Schindler *et al*, 2007; Barnett, 2009). Por sua vez, do ponto de vista econômico, vale pena salientar ao menos três principais motivos.

Em primeiro lugar, quando o conceito de complexidade é aplicado em economia pode transparecer equivocadamente a idéia de que suas relações são assumidas “complicadas” no sentido literal do termo, a ponto de não serem compreendidas ou mesmo reduzidas a algum modelo padrão, seja ele microeconômico ou em um nível de análise de maior agregação. Este último aspecto, por conseguinte, acaba remetendo à falsa concepção da necessidade de se relaxar as hipóteses convencionalmente aceitas no *core* metodológico, o que, inevitavelmente, irá propiciar modelos com expressões e cálculos matemáticos de difícil resolução. Neste caso, o uso da base computacional se torna de grande valia, pois, dificilmente o sistema, a que se quer analisar, resultará em número pequeno de soluções.

Complexidade, do ponto de vista científico, não corresponde a nenhuma dessas percepções, pelo contrário, nas ciências que fazem o maior uso dessa abordagem, como a física, este conceito está fortemente associado à idéia do grau de aleatoriedade ou incerteza sobre um processo. Vale, portanto, a compreensão de que quanto maior a complexidade do sistema, pior é a sua capacidade de previsão. Como salienta Hlavácková-Schindler *et al* (2007), máxima complexidade não é nada mais do que aleatoriedade e não tem nada haver com funções formais ou habilidades computacionais. Logo, há uma grande distinção entre “complexidade” e um “fenômeno complexo”.

Em termos da dinâmica do crescimento econômico, as teorias tradicionais não assumem que o seu processo é exclusivamente aleatório, mas dependentes de fatores, tais como o capital físico e humano, comércio internacional, como já destacado aqui, dentre outros. Entretanto, tal aspecto não significa que este sistema não possua algum grau de incerteza associado. Além do que, na literatura empírica, as abordagens econométricas tradicionais levam em conta esse aspecto, por meio da suposição de que os processos podem ser especificados através de dois componentes, um determinístico e outro aleatório, sendo este último tratado como choques gaussianos inerentes ao sistema econômico e de baixa previsibilidade. Sendo assim, no que tange a suposição de que o sistema possa ter algum grau de complexidade e que os processos podem ter componentes determinísticos associados a outros fatores, a entropia de transferência não apresenta nenhuma inovação em relação à abordagem tradicional. A única diferença que torna essa metodologia uma medida de complexidade e, portanto, distinta das

tradicionais, é o fato de que existe mensuração, em termos do fluxo de informação, da quantidade eliminada de incerteza preditiva sobre a dinâmica do crescimento econômico decorrente de outros processos.

Em segundo lugar, a vantagem de se avaliar a hipótese proposta neste capítulo, usando a entropia de transferência, reside no fato de que não se assume qualquer tipo de especificação paramétrica, seja ela linear ou não linear. Como salienta Marschinski e Matassini (2001), a grande vantagem dessa metodologia é que não se faz qualquer suposição a respeito da dinâmica do sistema considerado, exceto estacionaridade. A única condição exógena que é imposta à análise ocorre quando se realiza a transformação das séries em seqüências simbólicas, onde se assume, *a priori*, um padrão de codificação. A ausência de obrigatoriedade em assumir um padrão determinístico nas análises sobre crescimento econômico contribui para eliminar a demarcação entre o que é estocástico e o que é determinístico, em especial, nos casos em que há padrões lineares. Tratar o sistema econômico como linear é uma imposição bastante conveniente e simplificadora, entretanto, pode encobrir aspectos recorrentemente caracterizados como incerteza, mas que na verdade são não linearidades. Mesmo ao escolher especificação para capturar dinâmicas não lineares, não é garantia de redução de incertezas.

O terceiro e último bom motivo para se utilizar entropia de transferência se concentra na literatura empírica de séries de tempo, que vislumbra identificar relações de longo e curto prazo entre crescimento e comércio internacional. Como já destacado, as metodologias mais utilizadas para esse fim são os testes de cointegração de Johansen e de causalidade de Granger. Ou seja, para se avaliar, por exemplo, se comércio internacional, via exportações, importa para explicar crescimento do produto, verifica-se a existência de alguma relação de longo prazo entre as séries, dado pelo vetor de cointegração. Como esta relação linear não indica sentido de causalidade, avalia-se o coeficiente de ajustamento do vetor de correção de erros. Sendo assim, o primeiro, apenas avalia qual variável realiza o ajuste de curto prazo quando ocorrem desvios em relação ao equilíbrio, e o segundo avalia se uma variável específica do sistema promove ganhos preditivos nas demais. Entretanto, estas metodologias, independente do tipo de especificação utilizada, não permitem avaliar, nem mesmo mensurar, a quantidade de informação transferida entre os processos. Ou seja, pode-se averiguar, por exemplo, se nos diversos países em análise, as exportações Granger-causam o produto e vice-versa, e em qual deles há maior magnitude da velocidade de ajuste, mas não é possível

mensurar onde o fluxo de informação é maior. Por meio do cálculo do NDI e do REA (*relative explanation added*), expresso pela razão entre a entropia de transferência efetiva e a entropia condicional, tal avaliação torna-se factível.

2.4 Avaliação Empírica

2.4.1 Base de dados

Para o total de 20 países escolhidos para a aplicação da entropia de transferência efetiva, foram obtidas as séries de produção industrial, receitas de exportações e importações de bens, com periodicidade trimestral e ajuste sazonal. Como a metodologia, aqui em destaque exige que as séries sejam estacionárias, aplicou-se a transformação logarítmica e a primeira diferença em cada uma delas. Considerando X_1 a série de produção industrial, X_2 e X_3 , respectivamente, as séries de exportações e importações, a preços constantes, temos que, o log-retornos das séries são dados por $r^h(t) = [\ln(t+1) - \ln(t)]$, para $h = 1, 2, 3$. Portanto, a avaliação do fluxo de informação entre variáveis ocorrerá por meio das taxas de crescimento trimestral.

Os dados foram obtidos de três fontes distintas. A série de produção industrial, da base de dados IFS - *International Financial Statistics* do Fundo Monetário Internacional. No caso das receitas de exportações e importações, estas foram obtidas do *Main Indicators* da OCDE. Como as séries de comércio internacional estão medidas em dólares a preços correntes, foram deflacionadas com base no índice de preço ao consumidor dos Estados Unidos. Vale ainda destacar que para os países que não são membros da OCDE, as séries de comércio internacional também foram obtidas do IFS-FMI e no caso de estarem a preços correntes da moeda local, foram deflacionadas pelo índice de preços ao consumidor do próprio país. Em especial, para o Brasil, todas as séries foram obtidas da base de dados do IPEADATA. Basicamente, o critério utilizado para a escolha dos países foi a abrangência das séries em questão, ou seja, se o país possuir observações que contemple somente um período superior ao primeiro trimestre de 1975, será descartado. O Quadro do Anexo D apresenta os detalhes das séries econômicas aqui utilizadas.

Um aspecto que merece atenção é o motivo da escolha da variável produção industrial para a avaliação do crescimento econômico. Em geral, essa série é mais utilizada na literatura empírica de ciclos de negócios. O seu uso se torna atrativo, principalmente, por ser uma boa medida para avaliar o produto de um país, dado que é um bom indicador coincidente. Além disso, para um estudo sobre crescimento econômico em períodos mais recentes, é importante obter séries que contemplem pelo menos a década de 70, principalmente para os países em desenvolvimento. Por exemplo, só há disponibilidade de dados do PIB mexicano e chileno a partir do primeiro trimestre de 1980, enquanto o índice produção industrial está disponível desde o começo da década de 1960. Além disso, países como Singapura e Malásia considerados exemplos tradicionais de economias que se desenvolveram lideradas pelo comércio internacional, junto com Coreia do Sul e Japão, não seriam passíveis de inclusão na análise, pois só há disponibilidade de PIB em periodicidade trimestral a partir da metade década de 80.

O segundo aspecto para a escolha da série de produção industrial como medida do produto, é a possibilidade de analisar se a indústria dos países em questão possui algum tipo de relação com o comércio internacional e, desse modo, restringir um pouco mais o escopo de análise, como em Chenery (1980) e Chow (1987). Ou seja, além da perspectiva tradicional, proposta aqui, o escopo de avaliação pode ser reduzida para averiguar se o crescimento da produção industrial é conduzido ou não pelo comércio internacional.

2.4.2 Resultados

Para a obtenção das estimativas da entropia de transferência efetiva (ETE), optou-se por simbolizar as séries de acordo com o sinal da taxa de crescimento trimestral. Considerando $S^h(t)$, para $h=1,2,3$, a nova série codificada, tal que $r^h(t)$ seja o log-retorno das séries econômicas em questão, o processo de repartição seguiu o seguinte critério:

$$S^h(t) = \begin{cases} 2 & \text{se } r^h(t) > 0 \\ 1 & \text{se } r^h(t) \leq 0 \end{cases} \quad \text{para } h=1,2,3 \quad (2.9)$$

Portanto, as séries assumem valor 2 se no trimestre t estão com taxa de crescimento positiva ou caso contrário, assumem valor 1 se no trimestre t estão com taxa de crescimento igual ou

inferior a zero. O intuito em estabelecer um limiar igual a zero possibilita observar se as possíveis alternâncias entre estados de recessão e expansão da produção industrial e do desempenho das variáveis de comércio internacional possuem algum padrão de simbolização predominante. Caso este fato se verifique, há uma grande possibilidade da ETE ser estatisticamente diferente de zero. Portanto, estamos assumindo *a priori* que há um tipo de relação entre o desempenho do setor externo e o estado da economia.

Seguindo recomendação de Marschinski e Kantz (2002), adotando uma perspectiva mais conservadora, fixou-se $l = 1$, e k o mais alto possível, neste caso, $k = 5$ ¹³. Sendo assim, existe a possibilidade de ocorrência de no máximo 64 tipos de combinações entre os símbolos $S^h(t)$ para o cálculo da ETE para averiguar se há um fluxo de informações entre comércio internacional e produto em mais de um ano a frente.

Ao efetuarmos as estimativas de cada ETE foram realizadas 150 repetições de $T_{I_{\text{shuffled}} \rightarrow J}(k, l)$ e $T_{J_{\text{shuffled}} \rightarrow I}(l, k)$, conforme propõe Peter (2010), computando-se a média para realizar a subtração do valor obtido em $T_{I \rightarrow J}(k, l)$ e $T_{J \rightarrow I}(l, k)$, respectivamente.

Levando em consideração todos esses aspectos, as Tabelas 2.1 e 2.2 apresentam as estimativas da entropia de transferência efetiva entre a taxa de crescimento da produção industrial e das exportações para os países selecionados, enquanto que as Tabelas 2.3 e 2.4 apresentam os mesmos resultados para importações.

¹³ Considerou-se o valor de $k = 5$ como o máximo possível, uma vez que a combinação de símbolos entre duas variáveis o cálculo da ETE cresce a uma taxa exponencial de $2^{(k+l)}$, sendo que as séries econômicas trimestrais em destaque, possuem no máximo 214 observações.

Tabela 2.1: Estimativas da Entropia de Transferência Efetiva (EX→Y)

País	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5
África do Sul	-0,0070 (0,0085) [0,8400]	-0,0066 (0,0103) [0,6533]	-0,0044 (0,0171) [0,5400]	-0,0054 (0,0243) [0,5600]	0,0094 (0,0267) [0,3800]
Alemanha	-0,0026 (0,0064) [0,5600]	0,0244** (0,0106) [0,0467]	-0,0030 (0,0152) [0,5467]	-0,0011 (0,0272) [0,4600]	-0,0520 (0,0272) [0,9867]
Austrália	-0,0069 (0,0076) [0,9933]	0,0088 (0,0113) [0,1600]	0,0385** (0,0163) [0,0267]	0,0008 (0,0198) [0,4333]	-0,0340 (0,0254) [0,9333]
Áustria	0,0338*** (0,0073) [0,0067]	0,0134* (0,0091) [0,0867]	-0,0123 (0,0158) [0,7600]	-0,0196 (0,0196) [0,8267]	-0,0031 (0,0186) [0,5200]
Brasil	0,0018 (0,0095) [0,3067]	0,0044 (0,0170) [0,3133]	0,0365** (0,0222) [0,0733]	-0,0129 (0,0292) [0,6667]	-0,0428 (0,0347) [0,9333]
Bélgica	-0,0005 (0,0055) [0,3933]	-0,0094 (0,0095) [0,8600]	0,0011 (0,0149) [0,4000]	0,0171 (0,0213) [0,1533]	-0,0126 (0,0305) [0,6333]
Canadá	-0,0025 (0,0062) [0,5533]	-0,0001 (0,0103) [0,4400]	-0,0018 (0,0157) [0,4600]	0,0048 (0,0148) [0,3800]	0,0116 (0,0173) [0,2133]
Chile	0,0178** (0,0066) [0,0267]	-0,0033 (0,0101) [0,5200]	-0,0088 (0,0172) [0,6333]	0,0316 (0,0247) [0,1333]	-0,0154 (0,0279) [0,6733]
Coréia do Sul	-0,0051 (0,0059) [0,8200]	-0,0096 (0,0105) [0,8467]	0,0349** (0,0147) [0,0200]	0,0037 (0,0150) [0,3800]	0,0228* (0,0169) [0,1067]
Dinamarca	-0,0058 (0,0072) [0,8467]	-0,0079 (0,0095) [0,7933]	-0,0159 (0,0163) [0,8800]	0,0024 (0,0225) [0,4133]	0,0161 (0,0296) [0,2800]
Estados Unidos	-0,0067 (0,0100) [0,8733]	-0,0133 (0,0092) [0,9600]	-0,0006 (0,0139) [0,4667]	0,0076 (0,0167) [0,2933]	0,0100 (0,0184) [0,2800]
Finlândia	-0,0022 (0,0062) [0,5200]	0,0062 (0,0104) [0,2467]	-0,0100 (0,0163) [0,6733]	0,0133 (0,0213) [0,2800]	-0,0058 (0,0206) [0,6133]
Holanda	0,0051 (0,0058) [0,1867]	0,0097 (0,0101) [0,1600]	-0,0152 (0,0146) [0,8600]	0,0210 (0,0217) [0,1600]	0,0209 (0,0260) [0,1667]
Itália	-0,0039 (0,0069) [0,6333]	-0,0083 (0,0111) [0,7667]	-0,0159 (0,0162) [0,8600]	-0,0100 (0,0220) [0,6467]	0,0320* (0,0220) [0,0867]
Japão	0,0047 (0,0083) [0,1933]	-0,0118 (0,0099) [0,9133]	-0,0206 (0,0160) [0,9067]	0,0498*** (0,0185) [0,0067]	-0,0148 (0,0211) [0,7667]
Malásia	-0,0071 (0,0093) [0,8600]	0,0187* (0,0112) [0,0667]	-0,0041 (0,0149) [0,5467]	-0,0095 (0,0162) [0,7000]	-0,0018 (0,0175) [0,5333]
México	0,0074 (0,0073) [0,1267]	-0,0013 (0,0106) [0,4600]	0,0112 (0,0148) [0,1867]	0,0239 (0,0173) [0,1000]	-0,0257 (0,0219) [0,9067]
Reino Unido	-0,0004 (0,0064) [0,4267]	0,0047 (0,0090) [0,2200]	-0,0076 (0,0141) [0,6800]	0,0219 (0,0228) [0,1533]	0,0155 (0,0257) [0,2467]
Singapura	0,0300*** (0,0072) [0,0067]	0,0058 (0,0116) [0,2533]	0,0153 (0,0188) [0,1867]	-0,0157 (0,0210) [0,8000]	0,0142 (0,0242) [0,2733]
Suécia	-0,0049 (0,0073) [0,7333]	0,0135* (0,0101) [0,0800]	0,0268** (0,0159) [0,0533]	-0,0044 (0,0211) [0,5467]	-0,0484 (0,0268) [0,9733]

Nota: Os desvios padrões da entropia de transferência efetiva encontram-se entre (parênteses) e o nível de significância do *surrogate data test* encontra-se entre [colchetes].

***, ** e * indicam, respectivamente, os níveis de significância a 1%, 5% e 10% da estatística z.

Tabela 2.2: Estimativas da Entropia de Transferência Efetiva ($Y \rightarrow EX$)

País	I=1	I=2	I=3	I=4	I=5
África do Sul	-0.0064 (0,0080) [0,8200]	-0.0096 (0,0109) [0,8133]	0.0074 (0,0159) [0,2800]	0.0351* (0,0226) [0,0667]	0.0681** (0,0253) [0,0067]
Alemanha	0.0086** (0,0058) [0,0733]	0.0126 (0,0110) [0,1267]	0.0399*** (0,0148) [0,0200]	0.0232 (0,0217) [0,1267]	-0.0425 (0,0282) [0,9200]
Austrália	0.0013 (0,0076) [0,2933]	0.0116 (0,0113) [0,1467]	0.0207* (0,0145) [0,1000]	0.0178 (0,0226) [0,2067]	-0.0005 (0,0313) [0,4467]
Áustria	0.0123** (0,0076) [0,0733]	-0.0023 (0,0112) [0,4800]	0.0382** (0,0176) [0,0467]	-0.0274 (0,0208) [0,9133]	-0.0122 (0,0218) [0,7067]
Brasil	-0.0008 (0,0097) [0,4200]	0.0093 (0,0151) [0,2067]	-0.0130 (0,0251) [0,6333]	0.0062 (0,0312) [0,3667]	-0.0506 (0,0326) [0,9600]
Bélgica	0.0079* (0,0066) [0,0867]	-0.0147 (0,0108) [0,9933]	0.0114 (0,0179) [0,2200]	-0.0378 (0,0226) [0,9800]	0.0400* (0,0268) [0,0467]
Canadá	-0.0023 (0,0064) [0,5133]	0.0045 (0,0108) [0,2600]	-0.0070 (0,0136) [0,6400]	0.0164 (0,0197) [0,1933]	0.0148 (0,0205) [0,2000]
Chile	0.0022 (0,0064) [0,2933]	-0.0040 (0,0103) [0,5533]	-0.0074 (0,0161) [0,6200]	0.0123 (0,0232) [0,2667]	0.0542** (0,0297) [0,0200]
Coréia do Sul	-0.0018 (0,0070) [0,4933]	0.0004 (0,0111) [0,4667]	-0.0029 (0,0145) [0,5133]	-0.0223 (0,0165) [0,9333]	0.0261 (0,0208) [0,1067]
Dinamarca	0.0144** (0,0059) [0,0200]	0.0045 (0,0106) [0,2933]	-0.0016 (0,0148) [0,4400]	0.0014 (0,0237) [0,4000]	0.0100 (0,0281) [0,3733]
Estados Unidos	0.0568*** (0,0075) [0,0067]	-0.0032 (0,0111) [0,5667]	-0.0164 (0,0146) [0,8733]	-0.0273 (0,0207) [0,9200]	0.0031 (0,0240) [0,4667]
Finlândia	0.0191** (0,0084) [0,0267]	0.0034 (0,0101) [0,2933]	-0.0019 (0,0139) [0,5200]	-0.0055 (0,0249) [0,5133]	-0.0020 (0,0270) [0,5267]
Holanda	-0.0013 (0,0071) [0,3733]	-0.0056 (0,0091) [0,6733]	0.0306** (0,0162) [0,0533]	0.0059 (0,0181) [0,3467]	-0.0048 (0,0240) [0,5600]
Itália	0.0158** (0,0066) [0,0333]	0.0087 (0,0093) [0,2200]	-0.0126 (0,0145) [0,8067]	0.0619*** (0,0196) [0,0067]	0.0443* (0,0253) [0,0800]
Japão	0.0097** (0,0063) [0,0800]	0.0051 (0,0097) [0,1800]	-0.0046 (0,0153) [0,5467]	0.0250 (0,0217) [0,1200]	0.0267 (0,0256) [0,1333]
Malásia	-0.0043 (0,0081) [0,6533]	-0.0073 (0,0129) [0,6800]	0.0014 (0,0162) [0,3933]	0.0065 (0,0197) [0,3533]	0.0046 (0,0267) [0,4333]
México	-0.0044 (0,0080) [0,6000]	-0.0021 (0,0107) [0,5000]	0.0005 (0,0155) [0,4133]	0.0093 (0,0249) [0,3133]	-0.0035 (0,0257) [0,6067]
Reino Unido	0.0055 (0,0074) [0,1800]	0.0005 (0,0110) [0,3667]	0.0259** (0,0153) [0,0600]	-0.0034 (0,0229) [0,5333]	-0.0095 (0,0256) [0,6133]
Singapura	0.0280*** (0,0071) [0,0067]	0.0089 (0,0111) [0,1800]	0.0152 (0,0157) [0,1267]	-0.0347 (0,0224) [0,9667]	0.0082 (0,0241) [0,3867]
Suécia	-0.0038 (0,0076) [0,5733]	-0.0019 (0,0102) [0,4533]	0.0281** (0,0155) [0,0600]	-0.0008 (0,0210) [0,4800]	-0.0187 (0,0276) [0,7467]

Nota: Os desvios padrões da entropia de transferência efetiva encontram-se entre (parênteses) e o nível de significância do *surrogate data test* encontra-se entre [colchetes].

***, ** e * indicam, respectivamente, os níveis de significância a 1%, 5% e 10% da estatística z.

Tabela 2.3: Estimativas da Entropia de Transferência Efetiva (IM→Y)

País	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5
África do Sul	0.0069 (0,0089) [0,1533]	0.0182* (0,0120) [0,0800]	0.0224* (0,0189) [0,1200]	0.0511** (0,0253) [0,0400]	-0.0030 (0,0295) [0,5467]
Alemanha	0.0119** (0,0076) [0,1000]	-0.0031 (0,0103) [0,5467]	-0.0258 (0,0154) [1,0000]	0.0091 (0,0217) [0,3400]	-0.0207 (0,0267) [0,7733]
Austrália	-0.0019 (0,0084) [0,4400]	-0.0012 (0,0104) [0,4467]	-0.0288 (0,0161) [1,0000]	-0.0287 (0,0243) [0,9200]	0.0071 (0,0240) [0,3533]
Áustria	0.0022 (0,0073) [0,2933]	0.0101 (0,0098) [0,1600]	0.0037 (0,0165) [0,3667]	-0.0006 (0,0202) [0,5267]	-0.0036 (0,0200) [0,5067]
Brasil	-0.0023 (0,0111) [0,4600]	-0.0014 (0,0156) [0,4000]	-0.0214 (0,0234) [0,8333]	0.0327 (0,0292) [0,1200]	-0.0595 (0,0314) [0,9733]
Bélgica	0.0007 (0,0075) [0,3267]	-0.0036 (0,0107) [0,5200]	-0.0021 (0,0151) [0,5133]	0.0026 (0,0215) [0,4200]	-0.0117 (0,0296) [0,6533]
Canadá	-0.0038 (0,0069) [0,6667]	0.0018 (0,0113) [0,3533]	-0.0058 (0,0154) [0,6067]	-0.0146 (0,0174) [0,7800]	-0.0111 (0,0164) [0,7533]
Chile	-0.0073 (0,0073) [0,9667]	-0.0102 (0,0116) [0,8067]	-0.0060 (0,0187) [0,5200]	-0.0230 (0,0243) [0,8667]	0.0144 (0,0278) [0,2800]
Coréia do Sul	-0.0041 (0,0069) [0,6267]	0.0245** (0,0112) [0,0400]	0.0127 (0,0149) [0,1533]	-0.0205 (0,0158) [0,9200]	0.0332** (0,0177) [0,0333]
Dinamarca	-0.0064 (0,0060) [0,9800]	-0.0090 (0,0085) [0,9000]	0.0048 (0,0148) [0,3600]	0.0393* (0,0243) [0,0733]	0.0522** (0,0279) [0,0267]
Estados Unidos	-0.0070 (0,0066) [0,9867]	-0.0044 (0,0103) [0,6000]	0.0161 (0,0139) [0,1267]	0.0143 (0,0168) [0,1667]	-0.0092 (0,0194) [0,6133]
Finlândia	0.0013 (0,0083) [0,3133]	0.0085 (0,0120) [0,1933]	-0.0035 (0,0163) [0,5133]	-0.0223 (0,0214) [0,8533]	0.0086 (0,0205) [0,2800]
Holanda	0.0160** (0,0074) [0,0533]	-0.0125 (0,0112) [0,9533]	-0.0114 (0,0161) [0,7200]	0.0051 (0,0223) [0,3733]	0.0093 (0,0267) [0,3533]
Itália	-0.0059 (0,0065) [0,9267]	0.0155* (0,0108) [0,1067]	-0.0100 (0,0151) [0,6667]	0.0199 (0,0231) [0,2067]	0.0047 (0,0263) [0,3800]
Japão	-0.0009 (0,0076) [0,4000]	0.0010 (0,0107) [0,3533]	0.0165 (0,0175) [0,1333]	0.0178 (0,0172) [0,1200]	-0.0229 (0,0219) [0,8667]
Malásia	-0.0040 (0,0075) [0,6133]	0.0097 (0,0146) [0,2600]	-0.0005 (0,0170) [0,4533]	-0.0050 (0,0279) [0,5000]	0.0140 (0,0249) [0,2933]
México	0.0098* (0,0071) [0,1267]	-0.0002 (0,0092) [0,4533]	0.0029 (0,0149) [0,3867]	0.0003 (0,0163) [0,4600]	-0.0378 (0,0247) [0,9533]
Reino Unido	0.0005 (0,0068) [0,3400]	-0.0024 (0,0105) [0,5067]	0.0054 (0,0152) [0,2800]	0.0027 (0,0215) [0,4267]	-0.0031 (0,0244) [0,5800]
Singapura	0.0418*** (0,0081) [0,0067]	-0.0103 (0,0123) [0,8000]	0.0150 (0,0186) [0,1867]	-0.0102 (0,0234) [0,6267]	0.0153 (0,0261) [0,2467]
Suécia	0.0000 (0,0069) [0,4133]	-0.0099 (0,0119) [0,8400]	0.0096 (0,0148) [0,2333]	-0.0074 (0,0204) [0,6267]	-0.0259 (0,0260) [0,8467]

Nota: Os desvios padrões da entropia de transferência efetiva encontram-se entre (parênteses) e o nível de significância do *surrogate data test* encontra-se entre [colchetes].

***, ** e * indicam, respectivamente, os níveis de significância a 1%, 5% e 10% da estatística z.

Tabela 2.4: Estimativas da Entropia de Transferência Efetiva (Y→IM)

País	l=1	l=2	l=3	l=4	l=5
África do Sul	0.0007 (0,0075) [0,3333]	0.0091 (0,0102) [0,1200]	-0.0037 (0,0162) [0,5133]	-0.0248 (0,0237) [0,8600]	0.0010 (0,0272) [0,4800]
Alemanha	0.0236*** (0,0063) [0,0067]	0.0045 (0,0096) [0,2667]	0.0704*** (0,0154) [0,0067]	0.0092 (0,0206) [0,3400]	-0.0459 (0,0238) [1,0000]
Austrália	0.0097* (0,0069) [0,0933]	0.0054 (0,0100) [0,2333]	0.0576*** (0,0158) [0,0067]	0.0549** (0,0251) [0,0267]	0.0103 (0,0297) [0,3400]
Áustria	0.0047 (0,0059) [0,1667]	0.0064 (0,0103) [0,2067]	0.0077 (0,0143) [0,2667]	0.0134 (0,0221) [0,2600]	-0.0003 (0,0261) [0,4533]
Brasil	0.0200** (0,0073) [0,0200]	-0.0126 (0,0101) [0,9800]	-0.0098 (0,0151) [0,7667]	0.0172 (0,0215) [0,2267]	-0.0194 (0,0306) [0,7400]
Bélgica	0.0331** (0,0105) [0,0200]	0.0054 (0,0167) [0,2400]	-0.0199 (0,0266) [0,7733]	-0.0382 (0,0327) [0,8800]	-0.0036 (0,0362) [0,5467]
Canadá	0.0461*** (0,0067) [0,0067]	0.0106 (0,0108) [0,1200]	0.0187* (0,0141) [0,1000]	0.0230 (0,0188) [0,1000]	-0.0130 (0,0232) [0,7067]
Chile	0.0383*** (0,0067) [0,0067]	-0.0074 (0,0105) [0,7600]	-0.0221 (0,0156) [0,9667]	0.0238 (0,0252) [0,1800]	0.0094 (0,0277) [0,3333]
Coréia do Sul	-0.0005 (0,0070) [0,3733]	0.0065 (0,0091) [0,1933]	-0.0017 (0,0139) [0,5067]	0.0019 (0,0188) [0,4267]	0.0066 (0,0225) [0,3600]
Dinamarca	-0.0058 (0,0069) [0,8933]	0.0087 (0,0091) [0,1733]	0.0109 (0,0159) [0,2133]	-0.0048 (0,0220) [0,5733]	-0.0176 (0,0293) [0,7200]
Estados Unidos	0.0314*** (0,0055) [0,0067]	-0.0100 (0,0094) [0,9067]	-0.0166 (0,0177) [0,8267]	0.0253 (0,0215) [0,1267]	0.0185 (0,0232) [0,2133]
Finlândia	0.0247*** (0,0065) [0,0067]	-0.0008 (0,0111) [0,4067]	-0.0134 (0,0187) [0,7667]	-0.0414 (0,0206) [0,9867]	0.0090 (0,0286) [0,3267]
Holanda	0.0022 (0,0066) [0,2333]	0.0129 (0,0103) [0,1067]	0.0055 (0,0168) [0,3067]	0.0579*** (0,0203) [0,0067]	-0.0165 (0,0282) [0,7133]
Itália	0.0421*** (0,0067) [0,0067]	0.0072 (0,0081) [0,1800]	-0.0111 (0,0156) [0,8000]	-0.0171 (0,0217) [0,7667]	0.0334 (0,0289) [0,1067]
Japão	0.0041 (0,0060) [0,2133]	0.0112 (0,0096) [0,1267]	-0.0129 (0,0139) [0,7867]	0.0006 (0,0202) [0,4133]	0.0507** (0,0225) [0,0133]
Malásia	-0.0084 (0,0087) [0,8933]	0.0002 (0,0145) [0,4067]	0.0226* (0,0180) [0,0933]	0.0339* (0,0235) [0,0867]	0.0105 (0,0293) [0,3333]
México	0.0052 (0,0065) [0,1867]	0.0009 (0,0108) [0,3600]	0.0032 (0,0175) [0,3667]	-0.0019 (0,0217) [0,4800]	-0.0218 (0,0247) [0,8267]
Reino Unido	0.0038 (0,0073) [0,2200]	0.0055 (0,0096) [0,2067]	0.0375*** (0,0149) [0,0267]	0.0598*** (0,0228) [0,0067]	-0.0036 (0,0292) [0,5067]
Singapura	0.0419*** (0,0086) [0,0133]	-0.0077 (0,0131) [0,6933]	-0.0305 (0,0172) [1,0000]	0.0137 (0,0242) [0,2667]	-0.0273 (0,0277) [0,8000]
Suécia	0.0351*** (0,0073) [0,0067]	-0.0023 (0,0095) [0,5000]	0.0376*** (0,0148) [0,0200]	-0.0001 (0,0221) [0,4800]	0.0116 (0,0229) [0,3133]

Nota: Os desvios padrões da entropia de transferência efetiva encontram-se entre (parênteses) e o nível de significância do *surrogate data test* encontra-se entre [colchetes].

***, ** e * indicam, respectivamente, os níveis de significância a 1%, 5% e 10% da estatística z.

Como se observa nos resultados encontrados, é bastante comum a recorrência de valores negativos da ETE. Pelo fato dessa estimativa ser calculada com base em uma distribuição de valores das entropias de transferência resultantes das variáveis, com permutações aleatórias (*shuffled data*), é provável que existam valores superiores à própria entropia de transferência das séries econômicas. Se o valor desta última for muito baixo, a ponto de se estabelecer nos quantis inferiores da distribuição, é provável que a ETE seja negativa ao invés de zero, ou seja, os valores positivos das estatísticas de $T_{I \rightarrow J}(k, l)$ ou $T_{J \rightarrow I}(l, k)$ são apenas artefato estatístico associado ao tamanho das séries. Para confirmar estatisticamente esse último aspecto, serão utilizados os testes de significância aqui propostos¹⁴.

Ao realizar as estimações em até 5 trimestres à frente, verifica-se em primeiro lugar que os níveis de significância variam muito em relação a k e a l e que estas defasagens são determinantes para rejeição da hipótese nula de que as entropias de transferência efetivas são nulas. Sendo assim, considerando um nível de significância de pelo menos 10%, a resposta do produto em relação às variáveis de comércio internacional ou vice-versa, medida pela ETE, não ocorre a todo valor de k e nem sempre é imediata, podendo, em alguns casos, ter uma defasagem de até um ano, como na África do Sul, Bélgica e México, para as exportações.

Para todos os países, há pelo menos uma evidência baseada no computo da entropia de transferência efetiva (ETE), de que existe relação de causalidade entre as séries da taxa de crescimento das receitas do comércio internacional e do índice de produção industrial dos países em destaque. Com vistas a ajudar a interpretação dos resultados, dado que a estimativa da ETE, por si só, é pouco intuitiva em termos econômicos, a direção do fluxo de informação entre as variáveis é avaliada diretamente através do índice NDI, apresentados nas Tabelas 2.5 e 2.6. Sendo assim, é possível apurar em qual desses países, - muitos deles *benchmarks* na literatura econômica -, o crescimento é orientado pelas exportações ou mesmo pelas importações. Há relação bi-direcional do fluxo de informações? Ou de fato, há relação entre essas variáveis, mas que apenas se processa do produto para o comércio internacional?

Do total de 20 países em questão, quatro deles apresentaram evidência de que há somente fluxo unidirecional de informações que se processa das exportações para produção industrial

¹⁴ Os valores críticos da estatística z do teste de significância, proposto neste trabalho, foram calculados com base na simulação de 200 pares de variáveis ruído branco.

EX→Y, com um índice NDI igual a 1, que são o Brasil, Coréia do Sul, Malásia e México. Verifica-se ainda que, essa dinâmica pode ter um intervalo de ocorrência de pelo menos 1 ano. É importante destacar que no cálculo do NDI foi imposto valor nulo para as entropias de transferências que não se apresentaram significantes em pelo menos um dos testes. No que tange as importações, o fluxo de informações IM→Y, com NDI igual a 1, é verificado exclusivamente para África do Sul, Coréia do Sul, Dinamarca e México.

Tabela 2.5: NDI - Exportações

País	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	Acumulado
África do Sul	-	-	-	-1,000	-1,000	-1,000
Alemanha	-1,000	1,000	-1,000	-	-	-0,331
Austrália	-	-	0,301	-	-	0,301
Áustria	0,467	1,000	-1,000	-	-	-0,033
Bélgica	-	-	-	-1,000	-1,000	-1,000
Brasil	-	-	1,000	-	-	1,000
Canadá	-	-	-	-	-	-
Chile	1,000	-	-	-	-1,000	-0,505
Coréia do Sul	-	-	1,000	-	1,000	1,000
Dinamarca	-1,000	-	-	-	-	-1,000
Estados Unidos	-1,000	-	-	-	-	-1,000
Finlândia	-1,000	-	-	-	-	-1,000
Holanda	-	-	-1,000	-	-	-1,000
Itália	-1,000	-	-	-1,000	1,000	-0,417
Japão	-1,000	-	-	1,000	-	0,673
Malásia	-	1,000	-	-	-	1,000
México	-	-	-	1,000	-	1,000
Reino Unido	-	-	-1,000	-	-	-1,000
Singapura	0,002	-	-	-	-	0,002
Suécia	-	1,000	-0,023	-	-	1,000

No que se refere à direção do fluxo de informação da produção industrial para as variáveis de comércio internacional, ou seja, a existência de apenas NDI igual a -1, o número de países que apresenta tal característica aumenta. No caso das exportações, esse resultado é atestado para sete países: África do Sul, Bélgica, Dinamarca, Estados Unidos, Finlândia, Holanda e Reino Unido. Em relação às importações, o número ainda é maior, um total de 11 países, dentre eles, Brasil, Canadá, Chile, Estados Unidos e Malásia.

Há também evidências, para uma única nação, dos dois tipos de fluxos unidirecionais possíveis, levando em conta os diferentes valores de k e l , com NDI igual a -1 e 1, ou mesmo, quando há fluxo bi-direcional, ou seja, NDI entre -1 e 1. Relativo à série de exportações, este primeiro aspecto ficou evidente na Alemanha, Chile, Itália, Japão, casos em que o crescimento também é orientado pelas exportações, entretanto, diferentemente do primeiro

grupo, para outros valores de k , a entropia de transferência efetiva também é estatisticamente diferente de zero, quando a informação flui no sentido inverso. De outro modo, em países como Austrália e Singapura, as estimativas indicaram a existência de fluxo bi-direcional para um mesmo $k = l$, sendo que no último, o valor de NDI é quase nulo, mas ainda positivo, evidenciando que há predominância do fluxo de informação $EX \rightarrow Y$. Há dois casos específicos (Áustria e Suécia) em que se verificam ambas as situações.

Tabela 2.6: NDI – Importações

País	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	Acumulado
África do Sul	-	1,000	1,000	1,000	-	1,000
Alemanha	-0,329	-	-1,000	-	-	-0,775
Austrália	-1,000	-	-1,000	-1,000	-	-1,000
Áustria	-	-	-	-	-	-
Bélgica	-1,000	-	-	-	-	-1,000
Brasil	-1,000	-	-	-	-	-1,000
Canadá	-1,000	-	-1,000	-1,000	-	-1,000
Chile	-1,000	-	-	-	-	-1,000
Coréia do Sul	-	1,000	-	1,000	-	1,000
Dinamarca	-	-	-	1,000	1,000	1,000
Estados Unidos	-1,000	-	-	-	-	-1,000
Finlândia	-1,000	-	-	-	-	-1,000
Holanda	1,000	-	-	-1,000	-	-0,567
Itália	-1,000	1,000	-	-	-	-0,461
Japão	-	-	-	-	-1,000	-1,000
Malásia	-	-	-1,000	-1,000	-	-1,000
México	1,000	-	-	-	-	1,000
Reino Unido	-	-	-1,000	-1,000	-	-1,000
Singapura	-0,001	-	-	-	-	-0,001
Suécia	-1,000	-	-1,000	-	-	-1,000

No que se refere às importações, para diferentes defasagens, apenas a Holanda e Itália apresentam os dois tipos de direção dos fluxos de informação e somente Singapura e Alemanha apresentam fluxo bi-direcional, para um mesmo k . Como os resultados estão condicionados ao valor das defasagens, o que de certo modo, prejudica a avaliação do fluxo de informação dominante, o presente trabalho optou por construir um NDI acumulado, também apresentado nas Tabelas 2.5 e 2.6, calculado através do somatório das entropias de transferência efetivas estatisticamente significantes em k e l .

Em relação aos índices acumulados relativos às séries de importação, houve poucas alterações em relação aqueles calculados isoladamente para cada defasagem, uma vez que, ao considerar todos os k , somente Alemanha, Holanda, Itália e Singapura apresentaram, conjuntamente, os dois tipos de direção ou mesmo relação bi-direcional. Portanto, grande parte dos países

continua trazendo a indicação de fluxo unidirecional de informação, com domínio da direção $Y \rightarrow IM$, sendo a Áustria o único que não apresentou ETE significativa.

Ao calcular o NDI acumulado das séries de exportações, o fluxo com maior número de ocorrências é a dominância do sentido do produto para as exportações $Y \rightarrow EX$, em um total de 11 países. Devendo-se levar em conta que em três deles há fluxo de informação bi-direcional, ou seja, as exportações também orientam o produto, em termos de resolução de incerteza. Do restante, oito países apresentam dominância na direção $EX \rightarrow Y$, incluindo o grupo de 4 países já destacado, que apresentam somente fluxo unidirecional. O Canadá, surpreendentemente, não apresentou qualquer evidência de que a entropia de transferência efetiva, entre exportações e produção industrial, seja diferente de 0, em até 5 trimestres a frente.

Avaliado a direção do fluxo de informação, o outro passo importante que esta abordagem propicia é o computo do REA, que apresenta o quanto, em termos percentuais, um dos processos em t pode ser explicado pelo outro processo em $t - k$ ou $t - l$.

Tabela 2.7: REA – Exportações

País	REA $EX \rightarrow Y$ [%]	REA $Y \rightarrow EX$ [%]	k	l
África do Sul	0,0	4,0	-	4
	0,0	8,7	-	5
Alemanha	2,8	0,9	2	1
	0,0	4,5	-	3
Austrália	4,2	2,2	3	3
Áustria	4,3	1,3	1	1
Áustria	1,8	4,4	2	3
Bélgica	0,0	0,8	-	1
	0,0	4,9	-	5
Brasil	4,2	0,0	3	-
Canadá	-	-	-	-
Chile	1,9	6,1	1	5
Coréia do Sul	5,3	0,0	3	-
	3,8	0,0	5	-
Dinamarca	0,0	1,5	-	1
Estados Unidos	0,0	6,0	-	1
Finlândia	0,0	2,0	-	1
Holanda	0,0	3,4	-	3
Itália	4,6	1,7	5	1
	0,0	7,4	-	4
Japão	7,0	1,1	4	1
Malásia	2,6	0,0	2	-
México	3,1	0,0	4	-
Reino Unido	0,0	2,7	-	3
Singapura	3,8	3,4	1	1
Suécia	1,5	0,0	2	-
	2,9	3,0	3	3

As Tabelas 2.7 e 2.8 apresentam o REA somente para as estimativas da entropia de transferência efetiva que se mostraram significantes.

Tabela 2.8: REA – Importações

País	REA IMP→Y [%]	REA Y→IMP [%]	k	l
África do Sul	2,0	0,0	2	-
	2,5	0,0	3	-
	6,0	0,0	4	-
Alemanha	1,4	2,6	1	1
	0,0	8,1	-	3
Austrália	0,0	1,0	-	1
	0,0	6,1	-	3
	0,0	6,2	-	4
Áustria	-	-	-	-
Bélgica	0,0	2,1	-	1
Brasil	0,0	3,4	-	1
Canadá	0,0	4,9	-	1
	0,0	2,0	-	3
	0,0	2,6	-	4
Chile	0,0	3,9	-	1
Coréia do Sul	3,6	0,0	2	-
	5,5	0,0	5	-
Dinamarca	4,4	0,0	4	-
	6,4	0,0	5	-
Estados Unidos	0,0	3,6	-	1
Finlândia	0,0	2,5	-	1
Holanda	1,7	6,5	1	4
Itália	1,8	4,5	2	1
Japão	0,0	6,7	-	5
Malásia	0,0	2,5	-	3
	0,0	4,6	-	4
México	1,1	0,0	2	-
Reino Unido	0,0	4,1	-	3
	0,0	6,8	-	4
Singapura	5,3	4,9	1	1
Suécia	0,0	3,6	-	1
	0,0	4,1	-	3

Com se observa conjuntamente nas duas tabelas, o percentual de participação das variáveis da produção industrial sobre o comércio internacional, em geral, são maiores, atingindo 8,1% no caso alemão quando computado para importações, e 8,7% para a África do Sul, em relação às exportações. Ao se analisar o sentido transmissão do fluxo de informações do comércio internacional para o produto, não há muita diferença de participação entre importações e exportações. Para o caso japonês e sul coreano, esse valor pode atingir 7,0% e 5,3%, respectivamente, quando computado para a variável de exportações, e 6,4% e 6,0% no caso dinamarquês e sul-africano, respectivamente, quando relacionado à variável de importações. O fato desse percentual não atingir patamares muito elevados, não indica que o REA seja

negligenciável para efeito analítico, uma vez que, é esperado um poder de explicação muito maior do próprio processo. Sendo assim, a principal utilidade desse indicador é a realização da comparação entre países e, prioritariamente, verificar em qual deles há maior participação do comércio internacional para redução da incerteza ligada à dinâmica futura do produto.

Portanto, no contexto aqui proposto, ao avaliar os resultados das estimativas da entropia de transferência efetiva, assim como, os dois indicadores propostos, chega-se a conclusão de que há maior incidência de países em que o fluxo de informação dominante se processa do produto para o comércio internacional.

As maiores participações do processo da produção industrial no período $t - l$ para explicar o processo em l das importações, em geral, ocorrem para os países de mais alta renda, como Alemanha, Austrália, Holanda, Japão e Reino Unido, com percentual superior a 6%. Tal aspecto pode ser uma evidência do mecanismo convencional de que o crescimento de um país engendra elevação de bens comercializáveis, em virtude da escassez do provimento deste domesticamente. Ou ainda, como a medida de produto aqui é a produção industrial, pode indicar uma maior integração dessas economias com a cadeia global de suprimento de insumos intermediários e de bens de capital.

No que tange às exportações, o sentido do fluxo de informação é mais distribuído entre os vinte países. Há sete deles exclusivamente com direção $Y \rightarrow EX$ e quatro com dominância deste fluxo, ou seja, $NDI \in]-1,0[$, sendo que com exceção do Chile e da África do Sul, todos eles são países de alta renda e possuem percentuais elevados do REA, trazendo evidência que o produto conduz exportações, podendo corroborar a hipótese de que a expansão das exportações seria engendrada pelo dinamismo da produção doméstica.

Um aspecto adicional importante de se observar é que o sentido de dominância do fluxo de informação é dependente do nível de renda *per capita* inicial dos países em destaque. Ao segmentar o total de países em dois grupos, um deles com renda per capita inicial inferior a US\$ 4.000, a preços constantes de 2000, observa-se sete casos, como atesta a Tabela 2.9. Atualmente, essas nações são classificadas como economias de renda média elevada, ou mesmo, Singapura e Coreia do Sul como economias de alta renda. Entretanto, quando se avalia o nível inicial de renda, todos estes sete países seriam classificados hoje como economias de renda média baixa, pois a definição do Banco Mundial para esta faixa, por

exemplo, inclui um limiar máximo do PIB *per capita* de US\$ 3.945. Nesse contexto, pode-se afirmar que para estas sete economias, o comércio internacional é um *driver* do crescimento econômico. Com exceção do Chile, todos eles apresentam dominância nesse sentido e, em especial, somente a África do Sul apresentou as importações como o único canal de crescimento, enquanto a Coreia do Sul e México trouxeram evidência para ambos os canais.

Tabela 2.9: Comparação entre a renda per capita e o domínio do fluxo de informação

País	PIB <i>per capita</i> Inicial	PIB <i>per capita</i> Final	EX→Y	IM→Y	Y→EX	Y→IM
Malásia	960	4.539	×	-	-	×
Coreia do Sul	1.378	13.594	×	×	-	-
Chile	2.014	5.544	-	-	×	×
África do Sul	2.591	3.372	-	×	×	-
Brasil	2.759	4.001	×	-	-	×
Singapura	2.880	26.501	×	-	-	×
México	3.004	6.142	×	×	-	-
Itália	7.313	19.507	-	-	×	×
Finlândia	8.724	26.057	-	-	×	×
Áustria	8.927	25.204	-	-	×	-
Bélgica	9.033	23.782	-	-	×	×
Holanda	10.077	25.350	-	-	×	×
Japão	10.805	38.368	×	-	-	×
Canadá	11.011	24.956	-	-	-	×
Austrália	11.306	23.585	×	-	-	×
Reino Unido	11.572	27.192	-	-	×	×
Alemanha	13.489	24.010	-	-	×	×
Suécia	13.612	30.529	×	-	-	×
Dinamarca	13.721	31.075	-	×	×	-
Estados Unidos	18.229	36.859	-	-	×	×

Nota: Os dados foram obtidos da base de dados do Banco Mundial. O PIB *per capita* inicial (final) foi calculado como a média dos 10 primeiros (últimos) anos de acordo com a abrangência das séries trimestrais utilizadas no cálculo da ETE.

Por fim, considerando os países de alta renda, com exceção de Dinamarca, Austrália, Japão e Suécia, o fluxo de informação no sentido do produto para o comércio internacional é dominante, com amplo destaque para as importações.

2.5 Conclusão

Este capítulo se propôs a trazer uma nova contribuição empírica para a literatura sobre comércio internacional e crescimento econômico. Como já destacado, há muitas dúvidas em

relação ao canal das exportações e importações como *driver* do produto, apesar das diversas referências teóricas sobre o assunto. Em geral, uma das principais críticas se fundamenta na perspectiva de que há sentido inverso de orientação entre estas variáveis ou mesmo, que somente as importações teriam um papel relevante neste processo, devido a sua capacidade de transferir tecnologia.

Em consonância com os demais estudos aplicados, principalmente ligados à abordagem de séries de tempo, foi possível corroborar, com os resultados aqui encontrados, a existência de dois sentidos de orientação, mesmo utilizando a entropia de transferência efetiva, abordagem esta que não exige qualquer tipo de parametrização apriorística. Contudo, a novidade que se estabelece neste trabalho é que o computo desta medida permite avaliar, isoladamente para cada país, qual é o sentido de orientação dominante e qual dos processos possui maior capacidade explicativa sobre os demais. A partir daí, foi possível tirar algumas conclusões.

Em primeiro lugar, o fluxo dominante de informação se processa do produto para o comércio internacional, contrapondo, em termos do número de casos, à visão tradicional de que os canais das exportações e das importações, de maneira geral, induzem o crescimento econômico. Entretanto, esse aspecto, não implica que o mecanismo tradicional não venha ocorrer, uma vez que, para alguns casos, as variáveis de comércio internacional se apresentaram como redutoras de incertezas do produto, com destaque para as exportações. Ao desconsiderar o aspecto de dominância dos fluxos de informação, dos vinte países analisados, oito deles apresentaram entropia de transferência efetiva diferente de zero para a direção $IM \rightarrow Y$, enquanto que no caso das exportações, doze deles apresentaram ETE positiva para a direção $EX \rightarrow Y$. Com exceção do Canadá, todos os países *benchmark* na literatura sobre crescimento e exportações apresentaram evidências para tanto, que foram Austrália, Chile, Coreia do Sul, Japão, Malásia, México e Singapura. Do conjunto de países europeus, somente Alemanha, Áustria, Itália e Suécia apresentaram esta situação. O caso brasileiro é sempre controverso, principalmente pela estratégia de desenvolvimento baseado no mercado doméstico e na substituição de importações durante muitos anos. No período em destaque, que se inicia em 1975, há evidência de que o produto é orientado pelas exportações, enquanto que as importações somente reagem à produção industrial. Três dos países destacados também apresentam as importações como *driver* do crescimento, no caso, Alemanha, Coreia do Sul, México e Singapura, conjuntamente, com África do Sul, Holanda, Itália e Dinamarca.

Em segundo lugar, foi possível encontrar os valores mais elevados da REA $EX \rightarrow Y$ para Coreia do Sul e Austrália, até mesmo para o Brasil e Japão cujo dinamismo do produto, nas últimas quatro décadas, esteve baseado preponderantemente no mercado doméstico. Países europeus que aumentaram substancialmente a participação do comércio internacional sobre o PIB, como Alemanha, Áustria e Suécia, também apresentaram elevado poder de explicação das exportações no processo da taxa de crescimento da produção industrial.

Em terceiro lugar, quando os países são segmentados em grupos distintos de renda, o grau de ambiguidade dos resultados diminui. Em geral, para os casos em que o PIB *per capita* inicial se enquadra nas economias de baixa renda, o comércio internacional se apresentou predominante como orientador do crescimento econômico, exceção feita apenas ao Chile, que mesmo assim, também trouxe evidência para $EX \rightarrow Y$. Os países com maiores rendas *per capita* iniciais, pelo contrário, apresentaram predominância na relação que se processa do produto para o comércio internacional, excetuando-se quatro países, que por outros motivos não relacionados à renda inicial, corroboraram a visão tradicional.

Por fim, vale destacar que, apesar da literatura empírica dar pouca atenção para o papel das importações e os resultados aqui indicarem que ela age preponderantemente como resposta ao produto, verificou-se que certos países possuem este canal como condutor de crescimento, como se verifica na África do sul, Coreia do Sul e México. O que pode dar subsídios à visão de que as importações são também uma forma de difusão interna de tecnologia e conhecimento acumulados em outros países. Sendo assim, para efeito de políticas econômicas tanto a promoção de exportações quanto a de importações podem alavancar o desempenho econômico nos países de menor renda.

Portanto, através dos resultados encontrados neste capítulo, verifica-se que o comércio internacional reduz as incertezas do processo de crescimento econômico de países de renda *per capita* mais baixa, podendo trazer uma visão favorável às políticas de promoção de crescimento através dos canais de importação e exportação. Enquanto que para países de alta renda é necessário avaliar outros fatores favoráveis a essa ação, como, por exemplo, o papel das instituições ou mesmo suas características históricas.

3 ENSAIO III: GRAU DE ESPECIALIZAÇÃO NO COMÉRCIO INTERNACIONAL CONDICIONA O IMPACTO DA ABERTURA COMERCIAL SOBRE A RENDA?

3.1 Introdução

A avaliação do impacto do comércio internacional sobre a renda vem sendo alvo de atenção na literatura econômica empírica nas últimas décadas, sendo que a principal hipótese enunciada é se a abertura comercial melhora o desempenho econômico dos países. Os resultados empíricos estão longe da ausência de controversas, como discutido em Rodríguez e Rodrik (2000), devido às dificuldades relacionadas à capacidade de se medir satisfatoriamente abertura comercial, bem como, os conhecidos problemas de endogeneidade que permeiam as tradicionais regressões de crescimento. Entretanto, o esforço empírico acumulado até aqui não foi em vão e evidencia que existe relação positiva e significativa entre abertura comercial, mensurado em seus diferentes tipos de indicadores, e a renda (Dollar, 1992; Ben-David, 1993; Sachs e Warner, 1995; Edwards, 1998; Frankel e Romer, 1999, Wacziarg, 2001; Warner, 2003). Este último aspecto fica ainda mais evidente no artigo de Wacziarg e Welch (2008) em que os autores salientam a existência de um consenso emergente no meio acadêmico de que uma política de abertura comercial, por exemplo, via redução de tarifas protecionistas, assim como, a implantação de uma maior razão do volume de comércio sobre o produto é positivamente correlacionado com a renda, mesmo depois de se controlar por outros determinantes.

Recentemente, alguns artigos vêm contraponto essa visão mais geral do papel da abertura comercial, condicionando sua eficácia a características estruturais. Por exemplo, Bolaky e Freund (2004) verificaram que a abertura comercial só gera uma melhora da renda *per capita* para países pouco regulados. Em Calderon *et al* (2006) foi encontrado que o impacto da abertura, medida como razão do fluxo de comércio sobre o PIB, é quase zero para países de renda *per capita* baixa, mas tende a aumentar com o nível de desenvolvimento econômico. Dollar e Kraay (2004) avaliam que um mecanismo de crescimento orientando pelo comércio depende do papel das instituições. Por sua vez, Chang *et al* (2009) encontrou que a abertura somente é significativa e positiva caso sejam promovidas reformas estruturais

complementares, tal como, estabilização macroeconômica, investimento em educação, infraestrutura pública e mercado de trabalho flexível.

Seguindo esta abordagem, o presente ensaio avalia se o impacto da abertura comercial sobre a renda *per capita* está condicionado de modo não linear ao grau de especialização da pauta de exportações e importações. Em outras palavras, até que ponto este aspecto importa para que o nível de abertura comercial venha a explicar o diferencial de renda entre países?

De acordo com a visão Ricardiana, um país atinge melhor desempenho econômico através da especialização de bens cuja produção apresente vantagens comparativas. Dado o diferencial de tecnologia, certas atividades podem prover maiores oportunidades de crescimento aprofundadas à medida que o país torna-se mais aberto. Como resultado geral, países deveriam se especializar e não diversificar. Contudo, neste arcabouço teórico e em seus desdobramentos, não há qualquer preocupação em avaliar se em caso de uma maior abertura comercial, possuir pauta de exportação ou importação especializada em certas atividades produtivas, gera um melhor desempenho econômico frente às demais.

Este último aspecto possui relevância, pois desde a segunda metade do século XX até os dias de hoje, há uma ampla inquietação de segmentos acadêmicos e dos formuladores de política econômica concernente ao tipo de atividade produtiva que a nação vem a se especializar no comércio internacional e seu impacto sobre a trajetória de longo prazo da renda. Contrário à visão Ricardiana, o modelo de substituição de importações foi justificado com base na teoria da deterioração dos termos de troca, que se fundamenta na ideia de que os preços dos produtos agrícolas ou recursos naturais tendem a decrescer ao longo do tempo, enquanto que essa trajetória não condiz com a de produtos manufaturados. Haveria um declínio secular dos termos de troca com impacto negativo sobre a renda de economias especializadas em bens primários, ou seja, subentende-se aqui a concepção do mecanismo do curso. De outro lado existe a argumentação histórica de que as atividades agrícolas ou ligadas a recursos naturais estão associadas à baixa acumulação de capital físico e humano e que promovem pouca geração de *spillovers* tecnológicos. Em contrapartida, produtos de países ricos, por possuírem maior intensidade tecnológica, têm um potencial mais elevado de geração desses *spillovers* (Hausmann e Rodrik, 2003; Hausmann *et al*, 2007). Sendo assim, se um país quer ser rico, deve imitar e produzir bens de países ricos. Além disso, como destaca Tornell e Lane (1999), a especialização em produtos primários pode gerar instituições mais fracas em virtude de um

processo de captura de rendas econômicas que os autores denominam “*The Voracity Effect*”. Consequentemente, quanto maior a abertura comercial, maior será esse efeito.

Alguns estudos empíricos apontaram baixo desempenho econômico de países com comércio internacional ligado a recursos naturais ou agrícolas, como em Sachs e Warner (1999 e 2001) e Feenstra *et al* (1999). Por seu turno, uma maior variedade na pauta de produtos comercializáveis, principalmente aqueles de maior intensidade tecnológica, está associada à maior renda *per capita* (Funke e Ruhwedel, 2001; Feenstra e Kee, 2008). Por exemplo, no artigo de 1999, Feenstra *et al* encontrou relação entre produtividade total dos fatores e o nível de variedade das exportações para dois países asiáticos, Coréia do Sul e Taiwan, em pelo menos nove de dezesseis setores produtivos. A grande maioria dos setores pertencia à indústria secundária, enquanto que a indústria de primários, que engloba *commodities* e recursos naturais, proporcionou resultados mais heterogêneos, contudo, negativos, ou até mesmo estatisticamente não significantes. Em Feenstra e Kee (2008), o aumento da variedade em exportações de eletrônicos contribui muito mais para a produtividade do país, do que o aumento da variedade de produtos agrícolas.

Alicerçados nessa perspectiva, alguns governos possuem certo temor em permitir níveis de especialização demasiadamente elevados tanto sua pauta de exportações como de importações, principalmente em economias com vantagens comparativas baseadas em poucas atividades em que há predominância de *commodities*¹⁵. Logo, ter as exportações especializadas em manufaturados, como em muitos países ricos, ou mesmo possuir um grau razoável de diversificação na pauta do comércio internacional, entre manufaturados e *commodities*, torna-se mais desejável ou até mesmo uma meta para certos formuladores de política econômica.

No bojo dessa literatura adjacente ao entendimento do vínculo entre a estrutura da pauta do comércio internacional e o desempenho econômico, vislumbra-se aqui compreender a propagação desse fenômeno por meio da abertura comercial. Propõe-se aqui utilizar abordagem inspirado no artigo seminal de Frankel e Romer (1999), usando a mesma estratégia de instrumentalização, contudo, agrupando endogenamente um conjunto de 110 países para o período entre 1966 e 2005, com base no grau de especialização da pauta de

¹⁵ Produtos de baixa diferenciação, em geral ligados ao setor primário da economia.

exportações e de importações. Para este exercício, serão utilizadas regressões em dados em painel no arcabouço do modelo PSTR (*Panel Smooth Transition Regression*) e sua estratégia de especificação, ambos propostos por González *et al* (2005). A grande novidade deste modelo é a possibilidade dos coeficientes da regressão alternar continuamente de acordo com o grau de especialização de cada economia.

Posto isto, corrobora-se, a partir dos resultados dos testes de especificação do modelo PSTR, que a estrutura de especialização do comércio internacional de fato importa e condiciona de modo não linear o impacto da abertura comercial sobre a renda *per capita*. A primeira variável é medida a preços constantes e a segunda é concebida pela razão da soma do valor transacionado das exportações e importações sobre o PIB. O grau de especialização é medido pelo índice de Balassa, proposto por Balassa (1965), que leva em consideração dois setores: (1) *comodities*; e (2) indústria de bens de capital, intermediários e de consumo, exceto *comodities*, aqui denominado amplamente de setor de bens manufaturados com maior intensidade tecnológica.

Este capítulo ainda vai responder de que maneira, neste contexto, a estrutura do comércio internacional importa. Em primeiro lugar, os modelos estimados apontaram que o nível de especialização, mais do que a especialização em si, é relevante para eficácia da abertura comercial. Em segundo lugar, para países com pauta de exportações fortemente especializada em *commodities*, uma eventual elevação da abertura comercial não influencia a renda *per capita*, a não ser que suas importações estejam fortemente especializadas no setor de bens manufaturados de maior intensidade tecnológica. E, por último lugar, em economias com exportações mais diversificadas, levando em conta sua divisão em apenas dois tipos de setores, observa-se que a abertura comercial contribui para explicar o diferencial de renda *per capita*, independente de qual venha a ser o nível de especialização das importações em *commodities*.

Para uma melhor compreensão desses resultados, a estrutura deste capítulo é composta de mais quatro seções. A segunda seção apresenta o modelo de regressão em painel com transição suave. Na seção seguinte, é apresentada a base de dados utilizada. Na quarta seção os resultados são apresentados. E por fim, na quinta seção conclui-se o capítulo.

3.2 O Modelo de Regressão em Panel com Transição Suave

O modelo PSTR se caracteriza por ser um modelo de efeitos fixos cujos coeficientes variam de acordo com o indivíduo ou tempo. Esta heterogeneidade surge uma vez que os coeficientes estimados são uma função contínua, que varia entre dois regimes extremos, de uma variável observável.

Sendo assim, González *et al* (2005) define o modelo PSTR(j) generalizado como:

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_0 x_{it} + \sum_{j=1}^r \beta'_j x_{it} g_j(q_{it}^{(j)}; \gamma_j, c_j) + u_{it} \quad (3.1)$$

para $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$, em que N e T representam as dimensões no âmbito do indivíduo e do tempo, respectivamente. Como no modelo linear, a variável dependente y_{it} é um escalar, x_{it} é um vetor de dimensão k de variáveis explicativas, μ_i é o efeito fixo e u_{it} é o vetor de resíduos. A função $g_j(q_{it}^{(j)}; \gamma_j, c_j)$, com $j = 1, \dots, r$ é a função de transição. Para o estudo aqui proposto, seguiremos a recomendação de Granger e Teräsvirta (1993), Teräsvirta (1994) e Dijk *et al* (2002), utilizando a função logística como função de transição.

$$g_j(q_{it}^{(j)}; \gamma_j, c_j) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma_j(q_{it}^{(j)} - c_j)/\hat{\sigma}_{s_q})} \quad (3.2)$$

tal que, $q_{it}^{(j)}$ é a variável de transição j que varia entre $[0,1]$, γ_j é o parâmetro de suavidade, c_j é o limiar, também denominado parâmetro de locação, ambos determinados endogenamente e $\hat{\sigma}_{s_q}$ é o desvio padrão da variável de transição j . Quando $\gamma_j \rightarrow 0$ o modelo PSTR colapsa para o modelo de dados em painel linear. Por outro lado, quando $\gamma_j \rightarrow \infty$, g_j tende a uma função indicadora discreta que assume valor 1 quando $q_{it}^{(j)} > c_j$, ou zero, caso contrário. Portanto, a transição entre os regimes deixa de ser suave, fazendo com que o modelo PSTR seja um caso geral daquele proposto por Hansen (1999). Observe que o coeficiente β_j varia continuamente de acordo com a função de transição, portanto, a derivada parcial de y_{it} em relação à variável x_{it} compreende o intervalo $[\beta_0 + \sum \beta_j, \beta_0]$.

Tal como nos modelos de séries de tempo, apresentado no Capítulo 1 deste trabalho, o modelo PSTR exige uma estratégia de especificação.

3.3 Estratégia de Especificação e Estimação do modelo PSTR

Para avaliar se existe ou não heterogeneidade de impactos entre a abertura comercial e a renda *per capita*, tal como, estimar o modelo de regressão em painel com transição suave, faz-se necessário delimitar uma estratégia de especificação. A avaliação enunciada se traduz no teste sob a hipótese nula $H_0: \gamma_j = 0$ contra a hipótese alternativa $H_1: \gamma_j > 0$. Entretanto, a distribuição do teste associado a esta hipótese é não convencional, pois o parâmetro de suavidade, *a priori*, não é identificável. Para contornar essa restrição, segue-se a recomendação de Granger e Teräsvirta (1993) em realizar o teste de não linearidade a partir de uma expansão de Taylor de terceira ordem em (3.1), em torno de $\gamma_j = 0$. Ao realizar a expansão, considerando $j = 1$ para efeito de simplificação, e a função de transição logística, chega-se a seguinte expressão:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0^* x_{it} + \beta_1^* x_{it} q_{it}^{(1)} + \beta_2^* x_{it} q_{it}^{(1)3} + u_{1it}^* \quad (3.3)$$

tal que, β_0^* , β_1^* e β_2^* são funções de γ_1 e c_1 e u_{1it}^* é o resto da expansão de Taylor. Nesse sentido, o teste de $H_0: \gamma_1 = 0$ é transposto para hipótese nula $H_0: \beta_0^* = \beta_1^* = \beta_2^* = 0$. O teste F associado é aplicado e possui distribuição $F(mk, TN - N - m(k+1))$. Caso haja rejeição da hipótese nula, aos níveis convencionais de significância, há indícios de que os dados podem ser estimados de acordo com um modelo PSTR¹⁶.

O método utilizado para estimação dos parâmetros é o estimador de mínimos quadrados não lineares (NLS). Inicialmente os efeitos individuais são eliminados através do procedimento de efeito fixo (FE). Para realizar a transformação das variáveis explicativas através deste

¹⁶ Para mais detalhes sobre o procedimento do teste, assim como, o tamanho e poder do teste de especificação proposto, consultar González *et al* (2005). Diferentemente deste trabalho, González *et al* (2005) realizam o exercício com base em uma expansão de Taylor de primeira ordem.

procedimento, no processo de interação, deve-se levar em conta os parâmetros de suavidade e de locação, pois,

$$\tilde{x}_{it}(\gamma_1, c_1) = (x'_{it} - \bar{x}_{it}, x'_{it} g(\cdot) - T^{-1} \sum_{t=1}^T x'_{it} g(\cdot)) \quad (3.4)$$

Os valores iniciais dos coeficientes das variáveis explicativas são obtidos do modelo linear, enquanto γ_j e c_j são obtidos através de um *grid* de valores, considerando cada parâmetro fixo, dando origem a um modelo linear.

Após a estimação do modelo com uma função de transição é realizado um novo teste de especificação para verificar se ainda existe alguma não linearidade associada às variáveis de transição, ou seja, avalia-se a hipótese nula de que $j > 1$, ou mesmo, $H_0 : \gamma_2 = 0$. Portanto, há possibilidade de caracterizar (3.1) através de três regimes¹⁷, considerando $r = 2$. A aplicação deste teste recai nas mesmas restrições apresentadas para o caso em que $j = 1$, pois na função logística $g_2(q_{it}^{(2)}; \gamma_2, c_2)$, temos também que γ_2 não é identificável, *a priori*. Novamente faz-se necessária uma aplicação da expansão de Taylor de terceira ordem, logo,

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_0 x_{it} + \beta'_1 x_{it} g_1(q_{it}^{(1)}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1) + \beta_3^* x_{it} q_{it}^{(2)} + \beta_4^* x_{it} q_{it}^{(2)^3} + u_{2it}^* \quad (3.5)$$

em que, β_3^* e β_4^* são funções de γ_2 e c_2 e u_{2it}^* é o resto da expansão de Taylor. Portanto, o teste para verificar que ainda existe não linearidade pode ser transposto para hipótese nula $H_0 : \beta_3^* = \beta_4^* = 0$, que é distribuído de acordo com uma $F(mk, TN - N - 2 - m(k + 2))$. Para facilitar a aplicação do teste, o resíduo da primeira regressão pode ser utilizado, considerando o cálculo $\hat{u}_{1it}^* = y_{it} - \hat{\mu}_i + \hat{\beta}'_0 x_{it} + \hat{\beta}'_1 x_{it} g_1(q_{it}^{(1)}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1)$.

Ao final do processo, testa-se novamente a existência de não linearidade, tal que $j > 2$, utilizando o mesmo procedimento acima detalhado. Em caso positivo, estima-se um PSTR

¹⁷ Caso as duas variáveis de transição sejam distintas, o modelo será caracterizado a partir de quatro regimes.

com $j = 3$, assim sucessivamente, até que não haja rejeição de $H_0 : \gamma_j = 0$ ¹⁸ aos níveis convencionais de significância.

3.4 Base de Dados e Resultados

3.4.1 Dados

As variáveis aqui utilizadas foram obtidas de quatro fontes de informações: (i) a base de dados Indicadores Mundiais (WDI) do Banco Mundial (renda *per capita*, em dólares a preço de 2005 e o PIB nominal em dólar); (ii) *Penn World Table* 7.0 (população e abertura comercial); (iii) CONTRADE das Nações Unidas (importação e exportações por tipo de produto e por parceiros comerciais); e (iv) a base CEPII (distância entre países, área, *dummy* de fronteira comum, *dummy* de país sem acesso direto ao oceano).

No total foram eleitos 110 países considerando como critério de escolha, em primeiro lugar, a disponibilidade de dados para o período entre 1966 a 2005, principalmente para as exportações e importações do país por tipo de produto e parceiro comercial, utilizado no cálculo do índice de Balassa e na estimação do modelo gravitacional. Em segundo lugar, caso o país não tenha disponibilidade de dados para todos os anos, selecionar aqueles que ao menos contenha dados nos extremos no período, entre 1966 até 1985, tal como, entre 2000 e 2005, o que vai caracterizar o painel como não balanceado, conferindo um intervalo mínimo de 20 anos para análise. Para amenizar os problemas ligados a ciclos de curto prazo tanto na renda *per capita* como nas variáveis de comércio internacional, realiza-se a média de cinco anos em todas as variáveis, a começar do ano de 1966, como convencionalmente aceito nas regressões de crescimento. Por conseguinte, cada país terá no máximo oito observações. As propriedades das variáveis utilizadas na regressão de crescimento (renda *per capita*, população, abertura comercial) são apresentadas na Tabela 3.1, a seguir. Mais detalhes ver o Anexo E.

¹⁸ Os detalhes sobre o procedimento do teste de especificação para $j > 1$, assim como, o tamanho e poder do teste de especificação proposto, podem também ser encontrados em González *et al* (2005).

Tabela 3.1: Propriedade dos Dados

Variável	n	Média	dp	max	min	Percentis	
						25	75
Renda <i>per capita</i>	799	6.862,5	8.577,9	44.827,7	109,0	778,1	10.492,8
Abertura	799	72,5	48,0	399,2	6,1	43,0	91,4
População (mil)	799	37.849,1	125.230,5	1.284.282,0	57,6	2.834,3	26.800,6

Nota: dp indica o desvio padrão das variáveis.

As variáveis de transição do modelo PSTR serão dadas pelo índice de Balassa, proposto por Balassa (1965), que medirá o grau de especialização das importações e exportações de cada país em destaque. O índice avalia o percentual de concentração setorial da pauta de exportação/importação em relação à totalidade no comércio internacional ou área de referência previamente estipulada. Nesse sentido, considere p setores industriais no comércio internacional e i países, tal que, $p = 1, \dots, P$ e $i = 1, \dots, N$. O índice de Balassa é computado a partir da expressão em (3.6).

$$B_{ipt}^{\theta} = \frac{s_{ipt}^{\theta} / S_{it}^{\theta}}{\sum_{ip} s_{ipt}^{\theta} / \sum_i S_{it}^{\theta}} \quad (3.6)$$

onde, $t = 1, \dots, T$ e θ é igual a 1 quando s for exportações e 2 no caso de importações. O fluxo s_{ipt}^{θ} indica as exportações/importações do setor p , país i e período t , enquanto S_{it}^{θ} é o total de exportações/importações do país i . Por seu turno, o valor de $\sum_{ip} s_{ipt}^{\theta}$ se refere ao fluxo do setor p na área de referência, enquanto que $\sum_i S_{it}^{\theta}$ indica o somatório do total de exportações da área de referência. Portanto, se $B_{ipt}^{\theta} > 1$ indica que o país possui vantagens comparativas na exportação/importação do setor p , ou seja, o *market share* do setor p nas exportações/importações do país i é superior ao mesmo em relação à área de referência. Caso contrário, se $B_{ipt}^{\theta} < 1$ o país não possui vantagens comparativas das exportações/importações no setor p . Pode-se interpretar o índice também em termos do grau de especialização dos setores.

Como destacado anteriormente, este capítulo irá medir o grau de vantagem comparativa considerando dois principais setores conforme os grupos disponíveis da base de dados SITC Rev.1 da UN CONTRADE: (1) *commodities* (grupos de 0 a 4 que inclui alimentos, óleos

vegetais, bebidas, fibras, combustíveis minerais, gás natural, lubrificantes, minérios e tabaco); e (2) indústria de bens de capital, intermediários e de consumo, exceto *commodities* (grupos de 5 a 8 que inclui produtos químicos, têxteis, móveis, siderúrgicos, máquinas e equipamentos), aqui vamos denominar este grupo como o setor industrial de maior intensidade tecnológica¹⁹. O setor 1 foi considerado o de referência para o cálculo do índice de Balassa, portanto, se $B_{ipt}^{\theta} > 1$ indica que o país possui uma pauta de exportações/importações especializada em *commodities*. A Tabela 3.2, a seguir, apresenta as principais características do índice de Balassa, por período de cinco anos. Importante salientar que o cálculo do fluxo da área de referência se baseou nos países que apresentaram observações para todos os oito períodos. O Anexo E deste capítulo apresenta a relação de países que fazem parte da área de referência.

Tabela 3.2: Estatística Descritiva do Índice de Balassa por período

Período	<i>n</i>	Média	$\theta = 1$			$\theta = 2$			
			Desvio Padrão	Min	Max	Média	Desvio Padrão	Min	Max
1966-1970	81	2,11	0,95	0,07	3,10	0,80	0,32	0,32	1,85
1971-1975	95	1,91	0,85	0,07	2,86	0,82	0,31	0,12	1,86
1976-1980	104	1,92	0,85	0,08	2,91	0,83	0,27	0,27	1,87
1981-1985	102	1,77	0,85	0,06	2,90	0,93	0,31	0,30	1,88
1986-1990	95	2,34	1,32	0,08	4,46	1,07	0,33	0,51	2,07
1991-1995	104	2,54	1,53	0,09	4,93	1,18	0,43	0,45	2,66
1996-2000	108	2,78	1,75	0,09	5,53	1,34	0,54	0,45	3,26
2001-2005	110	2,62	1,65	0,11	5,07	1,34	0,55	0,32	3,20

A partir das estatísticas descritivas na Tabela 3.2, observa-se que a média do índice de Balassa para exportações é superior a unidade, indicando que há vantagem comparativa em *commodities* no agregado de países constituintes da amostra. Em contrapartida, o índice de Balassa para $\theta = 2$ aponta que as importações eram especializadas no setor 2 (indústria de maior intensidade tecnológica) até a primeira metade da década de 80, sendo que nos anos seguintes, passou a se especializar no setor 1. Portanto, estas 110 economias, em média, especializaram sua pauta de importação em *commodities*, ao longo do período em destaque, enquanto que aprofundaram ainda mais o grau de especialização das exportações no setor 1.

¹⁹ Esta denominação segue os critérios de classificação setorial da OECD por intensidade tecnológica. Vale destacar que algumas indústrias, tais como têxtil e móveis, são considerados como de baixa tecnologia pela OCDE similarmente aos produtos do setor 1 de *commodities*. Entretanto, o setor 1 contempla, basicamente, os insumos, enquanto que o setor 2 concentra os produtos oriundos dos estágios finais de execução dentro das cadeias produtivas, que de certo modo implica em maior agregação de valor e diferenciação. Para melhor detalhamento dos setores que compõem os grupos 0 a 8 do banco de dados da UM CONTRATE ver Anexo E.

Ao segmentar as economias pela faixa de renda *per capita*, de acordo com a classificação do Banco Mundial (baixa, média baixa, média alta e alta renda), nota-se que quanto maior a renda, menor é a média do índice de Balassa associado às exportações. O mesmo vale para o índice associado às importações, como aponta a Tabela 3.3. De modo geral, países mais ricos tendem a ter as exportações com vantagens comparativas no setor 2 e são mais especializados na importação deste mesmo setor. Entretanto, o índice relacionado à pauta de importações, em especial, tende a ser, em média, menos discrepante entre as faixas de renda.

Tabela 3.3: Estatística Descritiva do Índice de Balassa por faixa de renda

Faixa de Renda	<i>n</i>	Média	$\theta = 1$			$\theta = 2$			
			Desvio Padrão	Min	Max	Média	Desvio Padrão	Min	Max
Baixa	110	2,93	1,28	0,41	5,53	1,29	0,60	0,12	3,26
Média Baixa	195	2,83	1,14	0,07	5,49	1,17	0,49	0,35	3,22
Média Alta	211	2,41	1,14	0,13	5,38	0,96	0,39	0,27	2,08
Alta	283	1,50	1,24	0,06	5,03	0,95	0,34	0,36	2,40

3.4.2 Estratégia de Instrumentalização e Resultados

Como largamente destacado na literatura sobre crescimento econômico, a relação entre abertura comercial, medida pela participação do comércio internacional no PIB, e a renda *per capita* apresenta problemas de endogeneidade. Necessariamente, este aspecto demanda algum tipo de estratégia de instrumentalização para assim obter a relação de causalidade desejada. Para tanto, deve-se obter variável que esteja correlacionada com a abertura comercial e que não esteja correlacionada com a renda *per capita*. Neste trabalho, será dada pela proposta de instrumentalização de Frankel e Romer (1999), com base na estimação do modelo gravitacional de comércio internacional.

Em síntese, este modelo cria uma variável baseada exclusivamente em componentes geográficos a partir de uma equação de comércio bilateral para os países da amostra. De acordo com os autores, o comércio bilateral entre duas nações *i* e *j*, calculada como a participação da soma do valor importado e exportado entre *i* e *j* sobre o PIB de *i*, é explicado, essencialmente, por aspectos geográficos, tais como, distância, população, área, existência de fronteira entre *i* e o parceiro comercial *j* ou costa marítima. Contudo, diferentemente de Frankel e Romer (1999), este estudo utiliza dados em painéis, fazendo com que os

coeficientes da equação de comércio bilateral sejam estimados isoladamente para cada um dos oito períodos em destaque. Os resultados são apresentados na Tabela 3.4.

Tabela 3.4: Equação de Comércio Bilateral – Modelo Gravitacional (1970-2005)

	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
Constante	2,62*** (0,35)	2,81*** (0,30)	2,71*** (0,27)	2,76*** (0,26)	2,45*** (0,26)	1,46*** (0,24)	1,75*** (0,23)	1,69*** (0,22)
Ln Distância	-0,79*** (0,03)	-0,92*** (0,03)	-0,99*** (0,03)	-1,08*** (0,03)	-1,07*** (0,03)	-1,03*** (0,02)	-1,12*** (0,02)	-1,24*** (0,02)
Ln População (país <i>i</i>)	-0,17*** (0,02)	-0,22*** (0,02)	-0,17*** (0,02)	-0,10*** (0,02)	-0,10*** (0,02)	-0,07*** (0,02)	-0,07*** (0,02)	-0,03*** (0,02)
Ln Área (país <i>i</i>)	-0,19*** (0,02)	-0,11*** (0,02)	-0,12*** (0,01)	-0,13*** (0,01)	-0,13*** (0,01)	-0,13*** (0,01)	-0,09*** (0,01)	-0,06*** (0,01)
Ln População (país <i>j</i>)	0,78*** (0,02)	0,84*** (0,02)	0,88*** (0,02)	0,86*** (0,02)	0,92*** (0,02)	0,99*** (0,02)	0,99*** (0,02)	1,00*** (0,01)
Ln Área (país <i>j</i>)	-0,18*** (0,02)	-0,17*** (0,01)	-0,18*** (0,01)	-0,15*** (0,01)	-0,20*** (0,01)	-0,24*** (0,01)	-0,24*** (0,01)	-0,23*** (0,01)
Fechado	-0,74*** (0,06)	-0,84*** (0,06)	-0,88*** (0,06)	-0,93*** (0,06)	-1,03*** (0,06)	-1,14*** (0,05)	-1,14*** (0,04)	-1,17*** (0,04)
Front	0,99 (1,75)	0,90 (1,23)	1,70 (1,27)	1,30 (1,18)	1,71 (1,14)	0,77 (1,15)	3,11*** (0,99)	2,27** (1,08)
Front*Ln Distância	-0,18 (0,32)	0,25 (0,21)	0,22 (0,23)	0,49** (0,20)	0,48** (0,19)	0,66*** (0,20)	0,50*** (0,16)	0,61*** (0,15)
Front*Ln População (país <i>i</i>)	-0,04 (0,14)	0,01 (0,11)	-0,12 (0,13)	-0,34** (0,13)	-0,47*** (0,12)	-0,31** (0,12)	-0,37*** (0,11)	-0,34*** (0,10)
Front*Ln Área (país <i>i</i>)	-0,07 (0,13)	-0,10 (0,11)	-0,06 (0,13)	0,05 (0,12)	0,17 (0,12)	0,04 (0,13)	0,01 (0,12)	-0,03 (0,11)
Front*Ln População (país <i>j</i>)	0,11 (0,14)	-0,14 (0,11)	-0,17 (0,12)	0,02 (0,13)	0,01 (0,11)	-0,12 (0,11)	-0,03 (0,11)	-0,13 (0,09)
Front*Ln Área (país <i>j</i>)	0,09 (0,20)	0,04 (0,13)	0,04 (0,13)	-0,15 (0,12)	-0,16 (0,11)	-0,05 (0,11)	-0,14 (0,10)	-0,05 (0,09)
Front*Fechado	0,76*** (0,19)	0,75*** (0,16)	0,67*** (0,17)	0,79*** (0,18)	0,80*** (0,19)	0,87*** (0,15)	0,88*** (0,14)	0,97*** (0,14)
<i>n</i>	6.813	8.143	9.235	9.351	9.794	12.394	14.409	15.924
<i>R</i> ²	0,35	0,38	0,40	0,42	0,44	0,44	0,44	0,44

Nota: A variável dependente é o *ln* da participação da soma do valor importado e exportado entre *i* e *j* sobre o PIB de *i*.

Os desvios padrões entre parênteses são robustos.

Fechado é a *dummy* que indica se o país não possui costa marítima.

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

Mesmo que este estudo inclua somente 110 países (*i* = 110), a equação estimada do comércio bilateral contou com todos os parceiros comerciais, isto é, países *j* que continham pelo menos alguma informação do fluxo de divisas das exportações e importações em relação a *i* na base de dados da UN CONTRADE. As estimativas das equações de comércio bilateral, aqui obtidas, não diferem muito daquela evidenciada por Frankel e Romer (1999) e estão dentro do esperado.

Os coeficientes de distância são elevados, estatisticamente significantes e entram com sinais negativos nas regressões. A participação do fluxo de comércio sobre o PIB aumenta significativamente com o tamanho da população do parceiro comercial *j*, apresentando

elasticidade elevada. As variáveis de tamanho de i têm impacto negativo, tendo em vista que quanto maior o país, menor a sua propensão em destinar sua produção ao mercado internacional. Se, por sua vez, os países não possuem costa marítima, o impacto é negativo sobre o fluxo de comércio. Já as variáveis de interação não entraram significantes e isso se deve a baixa fração de países que fazem fronteira entre si. Vale destacar que a *dummie* de fronteira, possui coeficientes estimados bem elevados, condizente com o esperado; entretanto, só vai entrar estatisticamente significativa nas últimas regressões. A razão para tanto, se deve a influencia das demais interações que podem causar problemas de multicolinearidade. Quando estas interações são retiradas, a *dummie* de fronteira vem a ser significativa em todos os casos. Por outro lado, sua interação com a *dummie* costa marítima sempre possui coeficiente estimado com 1% de significância estatística e sinal positivo, evidenciando que quando o país i é fechado ao oceano, a existência de uma fronteira com o parceiro comercial j compensa essa restrição geográfica, elevando o fluxo total de comércio entre as duas nações.

O próximo passo que Frankel e Romer (1999) propõem é agregar os valores previstos do logaritmo natural da participação do fluxo de comércio entre i e j sobre o PIB para cada i . A partir daí, elimina-se todos os efeitos determinantes do comércio bilateral que não sejam oriundos de fatores geográficos. E por não estarem correlacionados com a renda, torna-o um bom instrumento para a variável abertura comercial. O Gráfico 3.1 apresenta a dispersão entre o valor atual da participação do fluxo do comércio bilateral sobre o PIB em relação ao seu valor estimado (variável instrumental), para cada um dos oito períodos.

Gráfico 3.1: Dispersão entre o valor atual da abertura comercial e o valor estimado (variável instrumental)

Com o instrumento já disponível, cabe agora observar se a abertura comercial influencia a renda *per capita*, utilizando dados em painel não balanceado para um conjunto de 110 economias. Os modelos aqui estimados não apresentam diferenças substanciais em relação aos resultados encontrados por Frankel e Romer (1999). A variável *ln* da renda *per capita* é regredida sobre o *ln* da abertura comercial tal como sobre o *ln* das variáveis de tamanho do país, neste caso, apenas população, uma vez que a variável área não se altera ao longo do tempo, sendo, portanto, incorporada ao efeito fixo. No total serão apresentados quatro modelos: (I) painel com efeito fixo, sem instrumento; (II) painel com efeito fixo, com instrumento; (III) painel com efeito fixo, sem instrumento e *dummies* de tempo; e (IV) painel com efeito fixo, com instrumento e *dummies* de tempo. A Tabela 3.5 apresenta os coeficientes estimados dos quatro modelos propostos.

Tabela 3.5: Modelo Linear para relação entre Renda per capita e Abertura Comercial

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	FE	FE-IV	FE	FE-IV
$\beta_{01} - \ln \text{ abertura}$	0,525*** (0,042)	0,835*** (0,164)	0,262*** (0,036)	0,480** (0,208)
$\beta_{02} - \ln \text{ população}$	0,184*** (0,041)	0,072 (0,073)	-0,702*** (0,058)	-0,669*** (0,068)
d_{75}			0,180*** (0,035)	0,143*** (0,053)
d_{80}			0,331*** (0,033)	0,270*** (0,068)
d_{85}			0,427*** (0,034)	0,368*** (0,069)
d_{90}			0,554*** (0,035)	0,494*** (0,070)
d_{95}			0,668*** (0,040)	0,588*** (0,089)
d_{00}			0,788*** (0,045)	0,688*** (0,110)
d_{05}			0,902*** (0,049)	0,783*** (0,127)
n	799	799	799	799
SQR	39,55	42,96	25,17	26,55
Teste F – 1º Estágio		0,0000		0,0000

Nota: A variável dependente é o *ln* da renda per capita e os desvios padrões são robustos e estão entre parênteses.

SQR é a soma do quadrado dos resíduos. Para o teste F do primeiro estágio são apresentados os p-valores.

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

Similarmente à grande parte da literatura empírica sobre o tema, a relação entre renda *per capita* e a abertura comercial, medida pela participação da soma do valor das exportações e importações sobre o PIB, é positiva e significativa. Quando esta última variável é tratada como endógena e, portanto, instrumentalizada, o valor do coeficiente é elevado em mais de 50%,

indicando que o modelo de efeito fixo calculado por mínimos quadrados ordinários subestima seu impacto. Com a adição de *dummies* de tempo, a magnitude do coeficiente estimado da abertura comercial diminui. Entretanto, sua estimação por dois estágios de mínimos quadrados evita que o impacto seja novamente subestimado. Tomando como base o modelo (IV), mais geral, temos o aumento de 1 ponto percentual na participação do fluxo de comércio no PIB (exportações + importações) eleva em 0,48% a renda *per capita*. Portanto, a abertura comercial importa para explicar o diferencial de renda entre países.

Como já destacado, o que se pretende neste capítulo é avaliar se o modo como a abertura comercial impacta a renda *per capita* é não linear a depender do grau de especialização da pauta das exportações e importações. Para isto, será utilizado o modelo de painéis com efeito fixo e transição suave (PSTR) e os testes de especificações associados. Entretanto, convém observar previamente se a não linearidade aqui enunciada depende ou não da existência *per se* de especialização das exportações e importações no setor 1, independente de qual venha ser o seu grau. Posto de outro modo, pretende-se descobrir até que ponto ser ou não especializado em *commodities* na pauta do comércio internacional afeta o impacto da abertura comercial sobre a renda *per capita*. Considera-se, portanto, o modelo PSTR com limiares dados pela variável B_{ipt}^{θ} , para $\theta=1,2$, definidos iguais a 1 e duas transições suaves tal que $\gamma_1 = \gamma_2 = \infty$, traduzindo-se em modelo de painel com limiares exógenos e transição discreta entre regimes (modelo PTR²⁰), cujo os resultados estão presentes na Tabela 3.6.

Assume-se de antemão que a forma reduzida dos modelos com variável instrumental (2) e (4) apresentados na Tabela 3.6 seja linear, como sugere Caner e Hansen (2004). Neste modelo, o impacto da abertura comercial para o contexto de especialização da pauta de exportação e importações é dado pela soma dos coeficientes, apresentados na última parte da tabela. Realizam-se também os testes F robustos para avaliar se em cada regime (R) os coeficientes que definem o impacto são conjuntamente significantes, sendo que seus respectivos p-valores estão entre colchetes.

²⁰ Mais detalhes sobre o modelo *Panel Transition Regression* (PTR), ver Hansen (1999).

Tabela 3.6: Modelo não linear PTR para relação entre Renda per capita e Abertura Comercial

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	FE	FE-IV	FE	FE-IV
$\beta_{01} - \text{Abertura}$	0,673*** (0,115)	1,953*** (0,360)	0,133 (0,106)	0,319 (0,253)
$\beta_{02} - \text{População}$	0,748*** (0,207)	0,392 (0,695)	-0,180 (0,200)	-0,141 (0,196)
$\beta_{11} - \text{Abertura} [B_{ipt}^1 > 1]$	-0,112 (0,119)	-1,420** (0,682)	0,198* (0,103)	0,089 (0,165)
$\beta_{12} - \text{População} [B_{ipt}^1 > 1]$	-0,682*** (0,209)	-0,346 (0,359)	-0,597*** (0,195)	-0,560*** (0,191)
$\beta_{21} - \text{Abertura} [B_{ipt}^2 > 1]$	-0,201** (0,082)	0,031 (0,386)	-0,093 (0,069)	0,156 (0,153)
$\beta_{22} - \text{População} [B_{ipt}^2 > 1]$	0,177** (0,079)	0,117 (0,156)	0,111 (0,070)	0,035 (0,085)
$d75$			0,179*** (0,035)	0,149*** (0,052)
$d80$			0,328*** (0,034)	0,275*** (0,067)
$d85$			0,435*** (0,036)	0,376*** (0,069)
$d90$			0,554*** (0,037)	0,498*** (0,071)
$d95$			0,658*** (0,041)	0,583*** (0,089)
$d00$			0,773*** (0,046)	0,672*** (0,110)
$d05$			0,888*** (0,049)	0,765*** (0,127)
n	799	799	799	799
SQR	36,92	52,57	24,05	26,03
σ_{NL}/σ_L	0,97	1,10	0,98	0,98
R1 (β_{01})	0,673 [0,000]	1,953 [0,005]	0,133 [0,208]	0,319 [0,208]
R2 ($\beta_{01} + \beta_{11}$)	0,561 [0,000]	0,533 [0,000]	0,330 [0,000]	0,409 [0,103]
R3 ($\beta_{01} + \beta_{21}$)	0,472 [0,000]	1,984 [0,010]	0,040 [0,291]	0,475 [0,264]
R4 ($\beta_{01} + \beta_{11} + \beta_{21}$)	0,359 [0,000]	0,564 [0,000]	0,237 [0,000]	0,565 [0,101]

Nota: a variável dependente é o ln da renda per capita e os desvios padrões são robustos e estão entre parênteses.

SQR é a soma do quadrado dos resíduos. σ_{NL} é o desvio padrão do resíduo do modelo não linear e σ_L do modelo linear.

R indica o regime e os valores entre colchetes indicam o p-valor do teste conjunto F dos coeficientes de abertura comercial.

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

Quando comparado aos modelos lineares, os ganhos advindos ao assumir que os limiares são exógenos e iguais à unidade não trazem melhorias substanciais em termo do ajustamento aos dados, como se verifica na comparação com o erro padrão e a soma do quadrado dos resíduos. Além disso, na regressão (IV) os coeficientes estimados para abertura comercial tanto individualmente como conjuntamente não se mostraram significantes. Somente a regressão

(II) possibilita tirar algum tipo de conclusão ao indicar um maior impacto da abertura comercial sobre a renda *per capita* em países cujas exportações são especializadas no setor 2. E neste caso ao elevar 1 ponto percentual a razão exportações + importações sobre o PIB implica em elevar a renda *per capita* em mais de 1,90 pontos percentuais. Enquanto se o país for especializado no setor 1 de *commodities*, a renda *per capita* aumenta somente 0,50%.

Entretanto, o ajustamento desse modelo aos dados sugere que não somente a especialização da pauta do comércio internacional é importante, mas o mesmo vale para o grau em que ocorre essa especialização. Por conseguinte, é factível verificar se os limiares que definem cada regime devem ser tratados como endógenos. Neste caso, convém avaliar, através dos testes de especificação destacados na seção anterior, se os dados podem ser caracterizados de acordo com a especificação do PSTR. Os p-valores dos testes de especificação são apresentados na Tabela 3.7, tomando como base a função de transição B_{ipt}^{θ} , para $\theta = 1, 2$.

Tabela 3.7: Resultados do Teste de Especificação (p-valor)

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	ST	HC	ST	HC	ST	HC	ST	HC
H_0: Modelo Linear versus Modelo PSTR(1)								
$\theta = 1$ (exportações)	0,00000	0,00000	0,00000	0,00165	0,00000	0,00000	0,00000	0,03432
$\theta = 2$ (importações)	0,00002	0,00000	0,03513	0,27096	0,00008	0,00000	0,01043	0,03697
H_0: Modelo PSTR(1) versus Modelo PSTR(2)								
$\theta = 1$ (exportações)	0,51641	0,44627	0,92896	0,69404	0,15760	0,48775	0,40763	0,79610
$\theta = 2$ (importações)	0,00001	0,00000	0,00260	0,05265	0,00020	0,00003	0,00283	0,00541
H_0: Modelo PSTR(2) versus Modelo PSTR(3)								
$\theta = 1$ (exportações)	0,99007	0,99762	0,96371	0,96865	0,50378	0,81255	0,72974	0,85863
$\theta = 2$ (importações)	0,00965	0,00071	0,66144	0,92211	0,14481	0,00066	0,32855	0,49632

Nota: ST indica os desvios padrões convencionais e HC os desvios padrões robustos.

O primeiro teste de especificação rejeita, aos níveis convencionais de significância, a hipótese nula de que os modelos lineares melhor caracterizam os dados em detrimento do modelo de painel com pelo menos uma função de transição, independente do valor que θ assume. Seguindo estratégia proposta por Teräsvirta (1994) como ponto de partida, estima-se o modelo PSTR(1) com a variável de transição que apresentou o menor p-valor, neste caso, o modelo associado ao índice de Balassa para exportações ($\theta=1$). O PSTR(1), portanto, é estimado por mínimos quadrados não lineares (NLS). Estipulou-se um valor inicial para c_1 igual à unidade, enquanto que para os coeficientes de impacto foram utilizados os valores dos

coeficientes estimados nos modelos lineares. Com vistas a estipular o valor inicial do parâmetro de suavidade, utilizou-se um *grid* inicial de valores, como destacado na seção 3.3. Para salvar espaço, os coeficientes estimados por NLS estão apresentados no Anexo F. Novamente foi suposto que as formas reduzidas das regressões com variável instrumental são lineares.

Após a execução dos modelos PSTR(1), realiza-se um novo teste de especificação com base no resíduo da regressão não linear, para avaliar se os modelos de painel de transição suave com duas funções de transição é ainda melhor para caracterizar os dados. Como aponta a terceira e quarta linha de p-valores da Tabela 3.7 não há evidências, aos níveis convencionais de significância, de não linearidade adicional em relação ao índice de Balassa quando $\theta = 1$. Entretanto, houve rejeição da hipótese nula, a pelo menos 1% de significância, quando $\theta = 2$, portanto, convém estimar o modelo PSTR(2) com variáveis de transição dadas pelo índice de Balassa para as exportações e importações. A Tabela 3.8 apresenta os coeficientes estimados, com os seus respectivos desvios padrões robustos. Para facilitar a interpretação, como sugere Gonzales *et al* (2005), na terceira parte da mesma tabela, são reportados as estimativas dos impactos das variáveis explicativas nos extremos dos regimes quando $g_1(B_{ipt}^1, \gamma_1, c_1) = 0$ e 1 e $g_2(B_{ipt}^2, \gamma_2, c_2) = 0$ e 1 , para $p = 1$.

Como se observa, o valor do coeficiente estimado de γ_1 é baixo indicando que a transição entre regimes é suave, enquanto que γ_2 possui valor estimado bem elevado. Logo, se $g_2(B_{ipt}^2, \gamma_2, c_2)$ ultrapassar 0,5 (superior ao limiar $\hat{c}_2$), há um movimento bastante abrupto em direção aos extremos da função. Os dois limiares estimados endogenamente são significantes a pelo menos 5% de significância, exceção feita ao modelo (I), e distam-se da unidade, corroborando a ideia de que o grau de especialização importa. Como os impactos da abertura comercial são computados pela combinação das somas dos coeficientes estimados $(\beta_{01}, \beta_{11}, \beta_{21})$, realiza-se também o teste F robusto para avaliar se estes coeficientes são conjuntamente significantes.

Tabela 3.8: Modelo não linear PSTR(2) para relação entre Renda per capita e Abertura Comercial

	(1)	(2)	(3)	(4)
	FE	FE-IV	FE	FE-IV
β_{01} - Abertura	0,905*** (0,134)	3.439*** (1.249)	0.506*** (0.113)	0.950** (0.399)
β_{02} - População	0,892*** (0,296)	0.172 (0.587)	-0.497*** (0.150)	-0.433* 0.224
β_{11} - Abertura [$B_{ipt}^1 > c_1$]	-0,549*** (0,154)	-2.155** (0.942)	-0.177* (0.099)	-0.279 0.249
β_{12} - População [$B_{ipt}^1 > c_1$]	-1,056*** (0,288)	-1.071** (0.523)	-0.586*** (0.126)	-0.762*** 0.203
Parâmetro de Suavidade γ_1	1,644	1.287	2.830	1.774
Limiar c_1	1,726*** (0,464)	1.428** (0.614)	2.382*** (0.258)	2.075*** (0.419)
β_{21} - Abertura [$B_{ipt}^2 > c_2$]	-0,312*** (0,076)	-1.402 (0.906)	-0.262** (0.108)	-0.535** (0.273)
β_{22} - População [$B_{ipt}^2 > c_2$]	0,257*** (0,086)	0.956*** (0.299)	0.364*** (0.104)	0.491*** (0.125)
Parâmetro de Suavidade γ_2	334,861	664.637	692.109	692.250
Limiar c_2	1,055*** (0,003)	0.600*** (0.010)	0.581*** (0.001)	0.581*** (0.001)
$d75$			0.192*** (0.034)	0.160*** (0.057)
$d80$			0.334*** (0.032)	0.284*** (0.073)
$d85$			0.414*** (0.034)	0.370*** (0.074)
$d90$			0.517*** (0.035)	0.473*** (0.077)
$d95$			0.620*** (0.039)	0.561*** (0.097)
$d00$			0.734*** (0.044)	0.665*** (0.119)
$d05$			0.839*** (0.048)	0.757*** (0.136)
n	799	799	799	799
SQR	33,83	54,91	22,55	23,72
σ_{NL}/σ_L	0,928	0,950	0,950	0,953
R1 (β_{01})	0,905 [0,000]	3,439 [0,006]	0,506 [0,000]	0,950 [0,017]
R2 ($\beta_{01} + \beta_{11}$)	0,357 [0,000]	1,284 [0,020]	0,329 [0,000]	0,672 [0,055]
R3 ($\beta_{01} + \beta_{21}$)	0,594 [0,000]	2,037 [0,017]	0,245 [0,000]	0,416 [0,054]
R4 ($\beta_{01} + \beta_{11} + \beta_{21}$)	0,045 [0,000]	-0,118 [0,035]	0,067 [0,000]	0,137 [0,118]

Nota: a variável dependente é o ln da renda per capita e os desvios padrões são robustos e estão entre parênteses.

SQR é a soma do quadrado dos resíduos. σ_{NL} é o desvio padrão do resíduo do modelo não linear e σ_L do modelo linear.

R indica o regime e os valores entre colchetes indicam o p-valor do teste conjunto F dos coeficientes de abertura comercial.

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

Considerando mais uma vez o modelo (IV) como referência, tem-se que $\hat{c}_1 = 2,075$ (pauta de exportações fortemente especializada no setor 1 de *commodities* e não especializada no setor 2 de bens de maior intensidade tecnológica) e $\hat{c}_2 = 0,581$ (pauta de importações não especializada no setor 1 e fortemente especializada no setor 2)²¹. Portanto, países com vantagens comparativas em exportar *commodities*, com *market share* no setor 1 duas vezes superior ao total exportado da área de referência no setor 1, aliado a um grau de especialização na pauta de importações em *commodities* ($B_{ilt}^2 > 1$) ou com grau razoável de especialização no setor 2 (intervalo $[0,58 \text{ e } 1,00[$ do índice de Balassa), possuem uma elasticidade estimada da abertura comercial sobre a renda *per capita*, de no mínimo 0,13. O menor entre os quatro regimes. Entretanto, os coeficientes que compõe este impacto não são conjuntamente significantes a pelo menos 10% de significância, diferentemente dos demais regimes. Portanto, para países com pauta de exportações e importações fortemente especializados no setor 1, e, vamos por assim dizer no que se refere a pauta de importações, fracamente especializados no setor 2, não existe impacto estatisticamente significativo da abertura comercial sobre a renda *per capita*.

Por outro lado, quando a pauta de exportação do país não possui vantagens comparativas em *commodities* ($B_{ilt}^1 < 1$) ou é fracamente especializada neste mesmo setor – intervalo do índice de Balassa $]1,00 \text{ } 2,075]$ - e com uma pauta de importações fortemente especializada no setor 2 (B_{ilt}^2 inferior a 0,581), o coeficiente de impacto da abertura comercial é significativo e atinge um máximo de 0,95. Assim sendo, no regime 1, caso haja aumento de um ponto percentual na abertura comercial em economias que possuem vantagens comparativas em exportar e importar produtos do setor 2 gera um impacto positivo de 0,95% na renda *per capita*, o maior aqui encontrado.

Para os casos intermediários, a magnitude de impacto irá depender, principalmente, da pauta de importações. Observou-se que, se um país está no regime 1, a elasticidade da participação do comércio no PIB se aproxima da unidade. Entretanto, se as importações do país não possuírem um grau elevado de especialização no setor 2, haverá um deslocamento do regime 1 para o regime 3 e a elasticidade poderá cair mais que a metade atingindo o valor de 0,416, coeficiente este próximo ao estimado no modelo (IV) linear. O teste F robusto também indica

²¹ Pelo fato do índice de Balassa ser calculado para um único setor, dentre dois estipulados, é possível traçar uma relação inversa entre ambos os graus de especialização.

que os coeficientes que compõe este impacto são conjuntamente significantes aos níveis convencionais. Verificou-se também que uma economia fortemente especializada no setor 1, seja em exportações ou importações, se estabelece no regime 4. Porém, se ele passa a ter uma pauta de importação fortemente especializada no setor 2 não “*commoditizado*”, a elasticidade aumenta para até 0,672, promovendo um deslocamento para o regime 2. E novamente, há evidências de que os coeficientes estimados que compõem esta elasticidade são conjuntamente significantes. Por conseguinte, caso haja elevação de um ponto percentual na abertura comercial terá um efeito positivo de 0,672% sobre sua renda *per capita*.

O Gráfico 3.2 apresenta as duas funções de transição estimadas para o modelo (IV), o que possibilita vislumbrar a dinâmica de alternância (formato), tal como o número de ocorrência associadas a cada um dos quatro regimes. Com vistas a dar um panorama geral da resposta da renda *per capita* à abertura comercial, o Gráfico 3.3 apresenta os coeficientes estimados das elasticidades alternando continuamente de acordo com os valores das variáveis de transição.

Gráfico 3.2: (a) Função de transição g_1 e (b) Função de transição g_2 (modelo IV)

Gráfico 3.3: Variação da elasticidade da abertura comercial de acordo com o índice de Balassa.

Tomando ainda como base o modelo (IV), verifica-se que o regime 1, dada a baixa magnitude do limiar de c_2 , é o que abrange o menor número de ocorrências, e além disso, apresenta maior concentração de observação nos períodos iniciais (Tabela 3.9). Em decorrência desse aspecto, a participação das economias no regime 2 também é baixa e decresce ao longo do tempo. Ou seja, durante os 39 anos de análise, com destaque para o período entre 1966 e 1985, alguns poucos países apresentaram momentos em que a estrutura de especialização da pauta do comércio internacional possibilitou altas elasticidades da abertura comercial em relação à renda *per capita*. Nos anos mais recentes, grande parte das economias está distribuída entre os regimes 3 ou 4, sendo que este último passou a representar mais de 50% de participação a partir do intervalo 1986 a 1990. A evolução do percentual de países em cada regime é destacada na Tabela 3.9, a seguir.

Tabela 3.9: Participação dos países por regime e período (em %)

	Regime 1	Regime 2	Regime 3	Regime 4	<i>n</i>
1966-1970	4,9	24,7	29,6	40,7	81
1971-1975	8,4	17,9	35,8	37,9	95
1976-1980	4,8	15,4	38,5	41,3	104
1981-1985	5,9	11,8	48,0	34,3	102
1986-1990	3,2	2,1	42,1	52,6	95
1991-1995	2,9	3,8	40,4	52,9	104
1996-2000	2,8	0,9	37,0	59,3	108
2001-2005	1,8	1,8	41,8	54,5	110
<i>n</i>	34	74	315	376	799

Ao realizar a segmentação dos países pela faixa de renda *per capita* (baixa, média baixa e média alta e alta) de acordo com a classificação do Banco Mundial²² e avaliar a distribuição entre regimes, depreende-se uma maior concentração dos países de alta renda no regime 3 (cerca de 67% dos casos), cuja principal característica é baixo grau de especialização da pauta de exportações em *commodities*. Enquanto que as economias de renda média alta possuem uma participação mais distribuída, entre o regime 3 (32%) e o regime 4 (49%). Os países de renda média baixa e de baixa renda são predominantes no regime 4, com 70% e 78% de participação, respectivamente. Por sua vez, as economias de renda média baixa e média alta foram os que apresentaram os maiores percentuais de participações no regime 2, com 10% e 15%. No caso do regime 1, a distribuição é uniforme entre as faixas de renda, não ultrapassando o patamar de 6% de participação. O Gráfico 3.4 de dispersão entre os índices de Balassa para $\theta=1$ no eixo vertical e para $\theta=2$ no eixo horizontal ilustra essa situação e dá o panorama do número de observações para cada regime, considerando cada faixa de renda.

²² Ver Anexo E para mais detalhes sobre os países que compõem as faixas de renda de acordo com a classificação Banco Mundial.

Gráfico 3.4: Distribuição de países entre regimes e faixa de renda, considerando $\theta = 1$ (eixo vertical) e $\theta = 2$ (eixo horizontal)

Vale ainda observar a alternância de regimes para alguns países discutidos na literatura sobre crescimento econômico, como aponta Gráfico 3.5. Considerando inicialmente quatro países da América Latina (Argentina, Brasil, Chile e México), há predominância dessas economias nos regimes 3 e 4. Somente México e Argentina, em períodos mais recentes, alternam para regimes em que o impacto da abertura comercial sobre a renda é superior. Os países asiáticos aqui destacados (China, Hong Kong, Japão e Índia) se estabelecem somente nos regimes 1 e 3, com maior concentração no último, tal como os Estados Unidos, Canadá, Reino Unido e Alemanha. Considerando países do continente africano (África do Sul e Marrocos) e do oriente médio (Arábia Saudita e Kuwait) a distribuição entre os regimes é semelhante ao da América Latina, mas com maior número de ocorrências no regime 4.

Após estimar o modelo de painéis com duas funções de transição, o teste de especificação, apresentado nas linhas 5 e 6 de p-valores da Tabela 3.7, não traz evidências de que a relação entre abertura comercial e renda *per capita* possa ser caracterizada por um modelo com três funções de transição, independente se o índice de Balassa está associado às exportações ou às importações. Portanto, finaliza-se a estratégia de especificação, ficando PSTR(2), aqui estimado, passível de análise.

Gráfico 3.5: Distribuição dos principais países entre regimes, para os intervalos entre 1970 e 2005, considerando $\theta = 1$ (eixo vertical) e $\theta = 2$ (eixo horizontal)

3.4.3 Discussão dos Resultados

A partir do modelo de painéis com transição suave (PSTR) estimado, podem-se vislumbrar alguns aspectos importantes a respeito do impacto da abertura comercial, expressa pela participação das exportações e importações no PIB, e a renda *per capita* a preços constantes dos 110 países em destaque, possibilitando inferências mais gerais dessa relação e seus desdobramentos em termos de política econômica.

Primeiramente, tal como no artigo de Frankel e Romer (1999), constatou-se que o diferencial de renda *per capita* entre os países pode ser consequência direta do grau de abertura comercial, condizente com a abordagem da teoria do crescimento endógeno. Entretanto, como evidenciado pelos testes de especificação aqui propostos, o impacto da abertura comercial sobre renda *per capita* dos países é não linear em relação ao grau de especialização da pauta de exportações e de importações no setor de *commodities*. Em suma, não somente especializar para obter os benefícios de uma abertura comercial é relevante, mas o tipo de produto que uma economia se especializa também importa, seguindo o mesmo tipo de argumentação de Hausmann *et al* (2007).

Em segundo lugar, ficou claro também que o impacto de uma maior abertura comercial varia a depender do grau de especialização dos bens comercializados internacionalmente, podendo ser até mesmo nula. Através dos coeficientes estimados do modelo PSTR, verifica-se que quando as exportações de um país possuem um patamar de especialização muito elevada em *commodities* e uma pauta de importações - ou que seja também especializada nesse setor, ou que até mesmo apresente um grau razoável de especialização no setor 2 de manufaturados -, a relação entre abertura comercial e renda *per capita* é nula. Isto é, neste regime específico o diferencial de renda entre países não é explicado pelo nível de abertura comercial.

Envoltos no contexto empírico tratado no presente ensaio, vale a máxima de que o impacto de uma maior abertura comercial para as nações que produzem bens associados a economias pobres - sejam eles alimentos, óleos vegetais, bebidas, fibras, combustíveis minerais, gás natural, lubrificantes e minérios - podem não trazer qualquer impacto positivo sobre o aumento da renda. E isso é mais evidente quando se observa que há uma predominância neste regime, vamos aqui denominar “perverso”, ao longo da segunda metade do século XX, das economias definidas pelo Banco Mundial como baixa renda, principalmente os africanos, e um percentual elevado de economias de média renda, como o Brasil, México e até mesmo o

Chile, nos anos 60 a 80. No período entre 1996 até 2005, grande parte dos países da América Latina (Brasil, Bolívia, Chile, Colômbia, Guatemala, Honduras, Nicarágua, Paraguai, Panamá, Peru, Uruguai e Venezuela) se estabeleceu nesse regime.

Para escapar dessa situação e entrar em um regime em que a abertura é benéfica, a pauta de importações precisa estar fortemente especializada no setor 2 mais intensivo em tecnologia, que envolvem os bens de capital, intermediários e de consumo, exceto *commodities*. Ou seja, mesmo que um país tenha elevada vantagem comparativa no setor 1 de *commodities*, para aumentar sua produtividade via comércio internacional e consequentemente entrar em uma trajetória de convergência da renda, é necessário dar ênfase à incorporação de tecnologia estrangeira. Tal estrutura produtiva se verificou em alguns países desenvolvidos, como Austrália e Nova Zelândia e até mesmo para economias menos desenvolvidas, como a Argentina, Indonésia, Nigéria e Tailândia. Contudo, é um regime com baixa taxa de permanência. Por exemplo, o caso indonésio e tailandês se restringe à segunda metade da década de 60. A Austrália se estabeleceu entre 1966 até 1995 e depois alternou para o regime 4. Por outro lado, a Argentina é um caso interessante, após grande parte do tempo no regime “perverso” de elasticidade nula, entre 1990 e 2005, aumentou o nível de especialização da pauta de importações no setor 2, mudando bruscamente para o regime 2. Interessante ainda observar que a Austrália, até o final da primeira metade da década de 90, se concentrava neste regime “benéfico” de forte especialização das exportações em *commodities*, contudo, a partir daí, com um grau menor de especialização de suas importações no setor 2 se estabeleceu no regime “perverso”.

As economias que possuem uma pauta de exportações diversificada ou mesmo mais especializada no setor de bens com maior intensidade tecnológica, significando um patamar não muito elevado do índice de Balassa associado, podem se estabelecer em dois regimes cujo aumento da abertura comercial é benéfico à renda *per capita*. E novamente a magnitude desse benefício vai depender do grau de especialização da pauta de importações. Sendo assim, um país nessa situação, com uma estrutura de importações bastante especializada no setor 2, promove, dentre todos os regimes, a maior elasticidade da abertura comercial sobre a renda, próximo à unidade: ao elevar em 1% a participação do comércio internacional no PIB, a renda *per capita* é elevada em até 0,95%. Não obstante, este regime também possui baixa taxa de permanência. Até mesmo as nações de média ou baixa renda possuíram uma trajetória de curta duração com essa estrutura, mas saíram rapidamente, situação da Bolívia e Nepal, nas

décadas de 60 e 70 e Malásia nos anos 90. Em contrapartida, Hong Kong está nesse regime desde os anos 80, com um índice de Balassa para exportações e importações médio, respectivo, de 0,24 e 0,46, ou seja, um fluxo de comércio com vantagens comparativas na produção de bens intensivos em tecnologia vis-à-vis *commodities*. Outro país que permaneceu por muito tempo com essa estrutura foi o Canadá, mas devido ao maior grau de diversificação das importações deixou esse regime a partir da segunda metade década de 90. Vale destacar que o México vem especializando cada vez sua pauta de exportações e importações em produtos associados aos países ricos, como possível resultado de sua adesão ao NAFTA. O índice de Balassa ($\theta=1$) passou de 2,36 na segunda metade nos anos 80 para 0,91 em 2005, enquanto que o índice para importações, nesse mesmo período, decresceu de 0,96 para 0,55. Logo, a economia saiu do regime de abertura comercial “perverso” para aquele de maior elasticidade.

Por fim, cabe destacar o regime que apresenta um número elevado de países desenvolvidos, cujo impacto da abertura comercial sobre a renda *per capita* é próximo ao apresentado pelo modelo linear (elasticidade em torno de 0,40). A característica principal desse regime é uma pauta de exportações mais diversificada, ou mesmo com vantagens comparativas em produtos manufaturados de maior intensidade tecnológica, com uma pauta de importações também diversificada, podendo até mesmo possuir um grau de especialização em *commodities*. Podem-se destacar economias de alta renda, que para grande parte do período em destaque, entre 1966 a 2005, permaneceram neste regime, tal como, Alemanha, Áustria, Bélgica, Coreia do Sul, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Hungria, Irlanda, Israel, Itália, Japão, Holanda, Malta, Portugal, Singapura, Suécia e Reino Unido. Para se ter uma ideia da estrutura do comércio internacional desta amostra, a média do índice de Balassa para $\theta=1$ foi igual a 0,75, indicando vantagem comparativa no setor 2 de industrializados, e quando $\theta=2$ o valor médio foi igual a 1,04, evidenciando uma baixa especialização em *commodities*.

Algumas economias de baixa ou média renda também apresentaram alto grau de permanência nesse regime, mas são exceções, tal como, Bangladesh, China, Índia, Jamaica, Nepal, Paquistão, Tailândia, Tunísia e Turquia. Note que esses países são grandes exportadores do setor de industrializados, exceto *commodities*, de bens de baixa ou média intensidade tecnológica, como, por exemplo, têxteis. Entretanto, a pauta de exportações ainda possui vantagens comparativas em *commodities*. A média do índice de Balassa, quando $\theta=1$ é igual

a 1,29, mas não chega a ser elevado a ponto de deslocar essas economias para o regime 4 de elasticidade nula.

Portanto, vislumbra-se a partir desse ensaio a existência de duas principais rotas de especialização do comércio internacional. Uma rota que inclui o regime “perverso”, cuja principal característica é a maior participação de *commodities* da pauta de exportações da economia quando comparada à mesma participação na área de referência. A outra rota abrange o regime com estrutura de uma pauta de exportações e de importações mais diversificadas, com tendência a uma participação maior, em relação à área de referência, de bens do setor industrial mais intensivo em tecnologia.

O que de fato chama mais atenção nesse trabalho é o regime “perverso” de crescimento, em que não se verifica estatisticamente relação entre abertura comercial e renda *per capita* e associado a isso, está a forte concentração da pauta de exportações em *commodities*. Ou seja, a estratégia de uma nação em ter vantagens comparativas na produção desse setor pode não ser eficaz para promover maior renda *per capita*. Tal aspecto pode estar relacionado à teoria de que, como essa é uma atividade com baixa geração de *spillovers* tecnológicos, não haveria ganhos satisfatórios de produtividade. A outra possível explicação, mais tradicional, estaria associada à volatilidade dos termos de troca desse setor, que vulneráveis à demanda mundial, podem promover baixo desempenho econômico. Não é por menos que os países de baixa e média baixa renda predominam nesse regime.

Entretanto, mesmo que esta economia possua uma ampla vantagem comparativa em *commodities*, é possível se beneficiar de uma maior abertura comercial, se houver forte especialização de sua pauta de importação no setor industrial de maior intensidade tecnológica, que inclui bens de capital e os intermediários. Neste caso, entraria a explicação da teoria do crescimento endógeno sobre a importância das importações (Grossman e Helpman, 1991), como resultado dos recursos oriundos das *commodities*, ao transferir tecnologia dos países mais ricos para os menos ricos, e, por conseguinte, levar a um aumento de produtividade. Contudo, essa é uma situação pouco comum de se verificar em termos globais, tanto que o regime 2 possui baixo índice de permanência, podendo ser explicado, por exemplo, pela presença de instituições que se apropriam dos recursos oriundos das exportações, como evidenciam Tornell e Lane (1999).

Por outro lado, países com uma pauta de exportações mais diversificada entre os dois setores, ou mesmo com vantagens comparativas no setor 2 de bens com maior intensidade tecnológica, se beneficia de uma abertura comercial, independente do nível de especialização da pauta de importações. Esta última só teria importância como determinante da magnitude da elasticidade. Em sua maioria, as economias mais ricas estão presentes nesse regime de crescimento. Como consequência, vale a pena para este tipo de economia promover políticas econômicas de maior abertura comercial, via aumento do fluxo de comércio (exportações + importações).

Se um país, portanto, almeja os benefícios sobre a renda advindos de uma maior abertura comercial necessita criar vantagens comparativas, através, por exemplo, de um mecanismo a la “*cost discovery*” de Hausmann e Rodrik (2003), na produção de bens com maior intensidade tecnológica. Isso significa desenvolver produtos de países ricos, tais como, bens intermediários e de capital, ou até mesmo, bens de consumo com menor intensidade tecnológica, mas com possibilidade de avanço de produtividade via escala e investimentos em P&D, como é o caso da cadeia final de têxteis ou da indústria de consumo mais tradicional. Não é por acaso que nações como a Coreia do Sul, China, Índia, Singapura e Tailândia são adeptos desse mecanismo, optando por produzir bens de “países desenvolvidos” beneficiando-se, por conseguinte, de uma maior abertura comercial.

3.5 Conclusão

No bojo da proposta empírica de Frankel e Romer (1999), este capítulo avaliou se o grau de especialização da pauta de exportações e importações condiciona a ação da abertura comercial sobre a renda *per capita*. Os resultados obtidos através do modelo de painel com transição suave (PSTR) relevaram que, neste contexto, o grau de especialização importa.

Em suma, o impacto da abertura comercial sobre a renda é nulo quando um país possui uma pauta de exportação fortemente especializado em *commodities*, o que denominados aqui de regime “perverso”. É possível escapar desse regime, se a pauta de importações é altamente especializada em bens manufaturados de maior intensidade tecnológica. Por outro lado, quando uma economia possui uma pauta de exportação mais diversificada, o impacto é sempre positivo e significativo.

Portanto, através da abordagem aqui discutida, para que uma nação alcance os benefícios de uma abertura comercial, é necessário, ou que sejam produzidos bens com maior intensidade tecnológica e direcioná-los às exportações, a ponto de ampliar seu grau de diversificação, como observado no caso chinês, ou mesmo, absolvê-los por meio das importações, tal que sua pauta de importações seja altamente especializada nesse setor, como foi verificado, nos últimos anos, para o México e Argentina.

REFERÊNCIAS

- ABEL, D. L. *The Capabilities of Chaos and Complexity*. **International Journal of Molecular Sciences**. v. 10, p. 247-291, 2009.
- ALVES, D. C. O.; FALEIROS, J. P. M. Modelo de Crescimento Baseado nas Exportações: Evidências Empíricas para Chile, Brasil e México em Perspectiva não Linear. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. v. 40, p. 123-151, 2010.
- AKAIKE, H. *A New Look at the Statistical Model Identification*. **IEEE Transactions in Automatic Control**. v. AC-19, p. 716-772, 1974.
- 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.
- APARICIO F. M.; ESCRIBANO A. *Information-Theoretic Analysis of Serial Dependence and Cointegration*. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**. vol. 3, n. 3, 1998.
- AWOKUSE, Titus O. *Causality between exports, imports, and economic growth: Evidence from transition economies*. **Economics Letters**. v. 94, p. 389-395, 2007.
- AW, B. Y; CHEN, X.; ROBERTS, M. J. *Firm-Level Evidence on Productivity Differentials, Turnover, and Exports in Taiwanese Manufacturing*. NBER Working Paper n. 6235, 1997.
- BAEK, K. S.; JUNG W-S., KWON, O.; e MOON H-T. *Transfer entropy analysis of the stock market*. ArXiv Physics, 2005.
- BALASSA, B. *Trade liberation and 'revealed' comparative advantage*. **The Manchester School of Economic and Social Studies**. v. 33, p. 99-123, 1965.
- BALASSA, B. *Exports and economic growth: further evidence*. **Journal of Development Economics**. v. 5, p. 181-189, 1978.
- BARNETT, L.; BARRETT, A. B. e SETH, A. K. *Granger Causality and Transfer Entropy Are Equivalent for Gaussian Variables*. **Physical Review Letters**. v. 103, p. 238701(1)-238701(4), 2009.
- BEN-DAVID, D. *Equalizing exchange: Trade liberalization and income convergence*. **Quarterly Journal of Economics**. v. 108, p. 653-679, 1993.
- BEN-DAVID, D.; LOEWY, M. *Free trade, growth, and convergence*. Economic Research Network Working Paper A1.83 WP 6095, 1997.
- BERNARD, A. B.; JENSEN, J. B. *Exporting and Productivity*. **National Bureau of Economic Research**. Working Paper n. 7135, 1999.
- BERNARD, A. B.; JENSEN, J. B.; REDDING, S. J. e SCHOTT, P. K. *Firms in International Trade*. **The Journal of Economic Perspectives**. v. 21, p. 105-130, 2007.
- BHAGWATI, J.N. *Protectionism*. MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 1988.

BOLAKY, B., FREUND, C. *Trade, Regulations, and Growth*. **World Bank Policy Research**. Paper Series n. 3255, 2004.

BRIDA, J.G.; PUNZO L.F. *Symbolic time series analysis and dynamic economic*. **Structural Change and Economic Dynamics**. v. 14, p. 159-183, 2003.

BRIDA, J. G., GOMEZ D. M.; e RISSO, W. A. *Symbolic hierarchical analysis in currency markets: An application to contagion in currency crises*. **Expert Systems with Applications**. v. 36, n. 4, p. 7721-7728, 2009.

BRUTON, H. J. Import Substitution. In: CHENERY, Hollis; SRINIVASAN, T.N. (org.). **Handbook of Development Economics**. Oxford : North-Holland, v. 2, p. 1601-1644, 1989.

BRUTON, H. J. *A Reconsideration of Import Substitution*. **Journal of Economic Literature**. v. 36, n. 2, p. 903-936, 1998.

CALDERON, C.; LOAYZA, N.; SCHMIDT-HEBBEL, K. External conditions and growth performance. In: Caballero, R., Calderon, C., Cespedes, L.F. (Eds.). *External Vulnerability and Preventive Policies*. Central Bank of Chile, 2006.

CANER, M.; HANSEN, B. E. *Instrumental variable estimation of a threshold model*. **Econometric Theory**. v. 20, p. 813-843, 2004.

CHANG, R.; KALTANI, L.; LOAYZA, N. *Openness can be Good for Growth: The Role of Policy Complementarities*. **Journal of Development Economics**. v. 90, p. 33-49, 2009.

CHENERY, H. B. *Interactions Between Industrialization and Exports*. **The American Economic Review**. Papers and Proceedings of the Ninety-Second Annual Meeting of the American Economic Association. v. 70, n. 2, p. 281-287, 1980.

CHOW, P.C.Y. *Causality between export growth and industrial development: empirical evidence from the NICs*. **Journal of Development Economics**. v. 26, p. 55- 63, 1987.

CLERIDES, S.; LACH, S.; TYBOUT, J. *Is Learning By Exporting Important? Micro-Dynamic Evidence From Colombia, Mexico, And Morocco*. **Quarterly Journal of Economics**. v. 113, p. 903-947, 1998.

COE, D.T., HELPMAN, E., *International R&D spillovers*. **European Economic Review**. v. 39, p. 859-887, 1995.

COOLEY, T.; PRESCOTT, E. Economic Growth and Business Cycles, in Cooley, in T. and Prescott, E. (eds.), *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton, Princeton University Press, 1995.

DARBELLAY, G. A.; WUERTZ D. *The entropy as a tool for analysing statistical dependences in financial time series*. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**. v. 287, p. 429-439, 2000.

DE LOECKER, J. *Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia*. **Journal of International Economics**. v. 73, p. 69-98, 2007.

DIJK, D. V.; FRANCES, P. H. *Modeling Multiple Regime in the Business Cycle. Macroeconomic Dynamics*. v. 3, p. 311-340, 1999.

DIJK, D. V.; TERÄSVIRTA, T.; FRANCES, P. H. *Smooth Transition Autoregressive Models – A Survey of Recent Developments. Econometric Reviews*. v. 21, p. 1-47, 2002.

DOLLAR, D. *Outward-oriented developing economies really do grow more rapidly: Evidence from 95 LDCs, 1976-85. Economic Development and Cultural Change*. v. 40, p. 523-544, 1992.

DOLLAR, D.; KRAAY, A. *Trade, growth, and poverty. Economic Journal*. v. 114, p. F22-F49, 2004.

DORNBUSCH, R. *The Case for Trade Liberalization in Developing Countries. The Journal of Economic Perspectives*. vol. 6, p. 69-85, 1992.

EDWARDS S. *Openness, Trade Liberalization, and Growth in Developing Countries. Journal of Economic Literature*. v. 31, p. 1358-1393, 1993.

EDWARDS, S. *Openness, productivity and growth: what do we really know? Economic Journal*. v. 108, p. 383-398, 1998.

EITRHEIM, Oyvind; TERÄSVIRTA, Timo. *Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models. Journal of Econometrics*. v. 74, n. 1, p. 59-75, 1996.

ESFAHANI, H. S. *Exports, imports, and economic growth in semi-industrialized countries. Journal of Development Economics*. v. 35, p. 93-116, 1991.

FEDER, G. *On Exports and Economic Growth. Journal of Development Economics*. v. 18, p. 59-73, 1982.

FEENSTRA, R. C.; DORSATI M.; Tzu-Han Y.; Chi-Yuan L. *Testing Endogenous Growth in South Korea and Taiwan. Journal of Development Economics*. v. 60, p. 317-341, 1999.

FEENSTRA, R. C., KEE, H. L. *Trade Liberalization and Export Variety: A Comparison of China and Mexico. World Economy*. v. 30, p. 5-21, 2007.

FEENSTRA, R. C., KEE, H. L. *Export variety and country productivity: Estimating the monopolistic competition model with endogenous productivity. Journal of International Economics*. v. 74, p. 500-518, 2008.

FRANKEL, J. A.; ROMER, D. *Does Trade Cause Growth? The American Economic Review*. vol. 89, n. 3, p. 379-399, 1999.

FUNKE, M.; RUHWEDEL R. *Product Variety and Economic Growth: Empirical Evidence from the OECD Countries. IMF Staff Papers*. v. 48(2), p. 225-242, 2001.

GILES, J. A.; WILLIAMS, C. L. *Export-led growth: a survey of the empirical literature and some non-causality results. Part 1. Journal of International Trade & Economic Development*. v. 9, p. 61-337, 2000a.

GILES, J. A.; WILLIAMS, C. L. *Export-led growth: a survey of the empirical literature and some non-causality results. Part 2. Journal of International Trade & Economic Development.* v. 9, p. 445-470, 2000b.

GONZÁLEZ, A., TERÄSVIRTA, T., VAN DIJK, D., 2005, Panel Smooth Transition Regression Models. SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, n. 604, 2005.

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. *Testing for causality: a personal viewpoint. Journal of Economic Dynamics and Control.* v. 2, p. 329-352, 1980.

GRANGER, C. W. J. Strategies for Modelling Nonlinear Time-Series Relationships. *The Economic Record.* v. 69, p. 233-238, 1993.

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.

HALL, R. E.; JONES, C. I. Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others? *The Quarterly Journal of Economics.* v. 114, n. 1, p. 83-116, 1999.

HANSEN, B. E. *Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference. Journal of Econometrics.* v. 93, p. 344-368, 1999.

HAUSMANN, R.; D. RODRIK. *Economic development as self-discovery. Journal of Development Economics.* v. 72, p. 603-633, 2003.

HAUSMANN, R.; PRITCHETT L.; e RODRIK, D. *Growth Accelerations. Journal of Economic Growth.* vol. 10, n. 4, p. 303-329, 2005.

HAUSMANN, R; HWANG, J; RODRIK, D. *What You Export Matters. Journal of Economic Growth.* v. 12, p. 1-25, 2007.

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.

HELPMAN, E., KRUGMAN, P.R. *Market Structure and Foreign Trade.* MIT Press, Cambridge, 1985.

HLAVÁČKOVÁ-SCHINDLER, K.; PALUŠ, M.; VEJMEKKA, M.; BHATTACHARYA, J. *Causality detection based on information-theoretic approaches in time series analysis. Physics Reports.* v. 441, p. 1-46, 2007.

ISSLER, J. V.; PESSOA, S. A.; FERREIRA, P. C. *Testing Production Functions used in Empirical Growth Studies. Economic Letters,* v. 83, n. 1, p. 29-35, 2004.

JOHANSEN, S. *Statistical analysis of cointegration vectors*. **Journal of Economics Dynamics and Control**. v. 12, p. 231-365, 1988.

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

JUNG, W. S.; MARSHALL, P. J. *Exports, growth and causality in developing countries*. **Journal of Development Economics**. v. 18, n. 1, p. 1-12, 1985.

KOOP, G. M.; PESARAN, M. H. b, POTTER, S. M. *Impulse response analysis in nonlinear multivariate models*. **Journal of Econometrics**. v. 74, p. 19-147, 1996.

KRAVIS, I. B. *Trade as a Handmaiden of Growth: Similarities Between the Nineteenth and Twentieth Centuries*. **The Economic Journal**. v. 80, n. 320, p. 850-872, 1970.

KRUEGER, A. O. *Trade Policy as an Input to Development*. **The American Economic Review**. Papers and Proceedings of the Ninety-Second Annual Meeting of the American Economic Association. v. 70, n. 2, p. 288-292, 1980.

KRUGMAN, P.R. Import protection as export promotion. In: Kierzkowski, H. (Ed.), *Monopolistic Competition in International Trade*. Oxford University Press, Oxford, 1984.

KUNST, R. M.; MARIN, D. *On Exports and Productivity: A Causal Analysis*. **The Review of Economics and Statistics**. v. 71, n. 4, p. 699-703, 1989.

KWONA O. e YANG J-S. *Statistical Mechanics and its Applications*. **Physica A**. v. 387, n. 12, p. 2851-2856, 2008.

LAWRENCE, R.Z.; WEINSTEIN D. E. *Trade and growth: import-led or export-led? Evidence from Japan and Korea*, **NBER Working Paper**. n. 7264, p. 1-43, 1999.

LEE, J-W. *Capital goods imports and long-run growth*. **Journal of Development Economics**. v. 48, p. 91-110, 1995.

LEE, H. Y.; RICCIB, L. A.; RIGOBONC, R. *Once again, is openness good for growth?* **Journal of Development Economics**. v. 75, p. 451– 472, 2004.

LIZIER, J. T.; HEINZLE, J.; HORSTMANN, A.; HAYNES, J-D.; PROKOPENKO, M. *Multivariate information-theoretic measures reveal directed information structure and task relevant changes in fMRI connectivity*. **Journal of Computational Neuroscience**. v. 30, p. 85-107, 2011.

LUNDBERGH, S.; DIJK, D. V.; TERÄSVIRTA, T. *Time-Varying Smooth Transition Autoregressive Models*. **Journal of Business & Economic Statistic**. v. 21, p.104-121, 2003.

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

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.

MARSCHINSKI, R.; MATASSINI, L. *Financial Markets as a Complex System: A Short Time Scale Perspective*. **Research Notes in Economics & Statistics**. Deutsche Bank Research. v. 01-4, p. 1-49, 2001.

MARSCHINSKI, R.; KANTZ H. *Analysing the information flow between financial time series*. **The European Physical Journal B**. v. 30, n. 2, p. 275-281, 2002.

MATILA-GARCÍA, M. e MARÍN, M. R. *A non-parametric independence test using permutation entropy*. **Journal of Econometrics**. v. 144, pp. 139-155, 2008.

MAZUMDAR, J. *Imported machinery and growth in LDCs*. **Journal of Development Economics**. v. 65, p. 209–224, 2001.

RODRÍGUEZ, F.; RODRIK, D. **Trade policy and economic growth: A skeptic's guide to the cross-national evidence**. In Ben S. Bernanke and Kenneth Rogoff (eds). NBER Macroeconomics Annual 2000. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, 2000.

RODRIK, D. *Trade Strategy, Investment and Export: Another Look at East Asia*. **National Bureau of Economic Research**. Working Paper 5339, 1995.

ROTHMAN, Philip; DIJK, Van D.; FRANCES, P. H. *Multivariate STAR Analysis of Money-Output Relationship*. **Macroeconomics Dynamics**. v. 5, p. 506-532, 2001.

SACHS, J. .D.; WARNER, A. M. *Economic reform and the process of global integration*. **Brookings Papers on Economic Activity**. v. 1, p. 1-118, 1995.

SACHS, J. .D.; WARNER, A. M. *The Big Push, Natural Resource Booms, and Growth*. **Journal of Development Economics**. v. 59, p. 43–76, 1999.

SACHS, J. .D.; WARNER, A. M. *Natural Resources and Economic Development: The Curse of Natural Resources*. **European Economic Review**. v. 45, p. 827–38, 2001.

SCHREIBER, T. *Measuring Information Transfer*. **Physical review letters**, v. 85, p. 461-464, 2000.

SCHREIBER T.; SCHMITZ, A. *Surrogate time series*. **Physica D**. v. 142, p. 346-382, 2000.

SHANNON, C. E. *A Mathematical Theory of Communication*. **Bell System Technical Journal**. v. 27, p. 379–423, 1948.

PETER, F. J. *Using transfer entropy to measure information flows from and to the CDS market*. Eberhard Karls Universität Tübingen. Working Paper Series, 2010.

TERÄSVIRTA, T. *Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autorregressive Models*. **Journal of the American Statistical Association**. v. 89, p. 208-218, 1994.

TORNELL, A.; LANE, P. R. *The Voracity Effect*. **American Economic Review**. v. 89, p; 22-46, 1999.

VAMVAKIDIS, A. *How Robust is the Growth-Openness Connection? A Historical Evidence*. **Journal of Economic Growth**. v. 7, p. 57-80, 2002.

WACZIARG, R. *Measuring the Dynamic Gains from Trade*. **World Bank Economic Review**. v. 15, p. 393–429, 2001.

WACZIARG, R.; WELCH, K.H. *Trade liberalization and growth: new evidence*. **World Bank Economic Review**. v. 22, n. 2, p. 187–231, 2008.

WARNER, A. *Once more into the breach: Economic reform and global integration*. Center for Global Development, Working Paper n. 34, 2003.

ANEXOS

ANEXO A – TESTE PARA MÚLTIPLOS REGIMES

ANEXO B – RESULTADOS DO PROCEDIMENTO “ESPECÍFICO PARA O GERAL
PARA O ESPECÍFICO”

ANEXO C – RESULTADOS DO PROCEDIMENTO “ESPECÍFICO PARA O GERAL”

ANEXO D – BASE DE DADOS PARA O CÁLCULO DA ETE

ANEXO E – PROPRIEDADE DOS DADOS UTILIZADOS PARA A ESTIMAÇÃO DO
PSTR

ANEXO F – MODELO PSTR(1) ESTIMADO

ANEXO A

Considerando a equação em (1.6), termos que,

$$H(\mathbf{z}_t, \Delta \mathbf{x}_t; \Psi) = \beta'_1 \mathbf{z}_{t-1} + \beta'_2 \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{t-p} + (\beta'_3 \mathbf{z}_{t-1} + \beta'_4 \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{t-p}) F(s_{Ft-d}; \hat{\gamma}_F, \hat{c}_F)$$

Portanto, o cálculo de $\nabla \hat{H}(y_i; \theta_1) = \partial \hat{H}(y_i; \hat{\theta}_1) / \partial \theta_1$ é dado por:

$$\partial \mathbf{H} / \partial \beta'_1 = \mathbf{z}_{t-1} \quad (\text{A.1})$$

$$\partial \mathbf{H} / \partial \beta'_2 = \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{t-p} \quad (\text{A.2})$$

$$\partial \mathbf{H} / \partial \beta'_3 = \mathbf{z}_{t-1} F(s_{Ft-d}; \hat{\gamma}_F, \hat{c}_F) \quad (\text{A.3})$$

$$\partial \mathbf{H} / \partial \beta'_4 = \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{t-p} F(s_{Ft-d}; \hat{\gamma}_F, \hat{c}_F) \quad (\text{A.4})$$

$$\partial \mathbf{H} / \partial \hat{\gamma}_F = (1 + \exp \{-\hat{\gamma}_F (s_{Ft-d} - \hat{c}_F)\})^{-2} \exp \{-\hat{\gamma}_F (s_{Ft-d} - \hat{c}_F)\} (s_{t-d} - \hat{c}_F) (\beta'_3 \mathbf{z}_{t-1} + \beta'_4 \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{t-p}) \quad (\text{A.5})$$

$$\partial \mathbf{H} / \partial \hat{c}_F = \hat{\gamma}_F (1 + \exp \{-\hat{\gamma}_F (s_{Ft-d} - \hat{c}_F)\})^{-2} \exp \{-\hat{\gamma}_F (s_{Ft-d} - \hat{c}_F)\} (\beta'_3 \mathbf{z}_{t-1} + \beta'_4 \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{t-p}) \quad (\text{A.6})$$

ANEXO B

Tabela B1: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral para o específico” para o MR-STVEC gerado em (ii)

		$LR_{MR-STVEC}$			LR_{STVEC_F}			LR_{STVEC_G}		
α_{11}	α_{13}	10%	5%	1%	10%	5%	1%	10%	5%	1%
Vetor de Cointegração [1 -1,5]										
0,00	0,00	0,095	0,049	0,009	0,099	0,050	0,009	0,099	0,050	0,012
0,00	-0,05	0,476	0,353	0,164	0,478	0,357	0,168	0,092	0,045	0,009
0,00	-0,10	0,811	0,722	0,511	0,803	0,714	0,503	0,102	0,052	0,010
-0,05	0,00	0,475	0,363	0,173	0,478	0,360	0,171	0,097	0,049	0,010
-0,05	-0,05	0,090	0,043	0,009	0,090	0,043	0,008	0,094	0,046	0,008
-0,05	-0,10	0,208	0,124	0,035	0,222	0,134	0,041	0,093	0,041	0,008
-0,10	0,00	0,805	0,718	0,516	0,803	0,706	0,499	0,107	0,055	0,012
-0,10	-0,05	0,216	0,128	0,040	0,227	0,138	0,043	0,093	0,048	0,009
-0,10	-0,10	0,095	0,047	0,007	0,099	0,048	0,008	0,093	0,042	0,008
Vetor de Cointegração [1 -5,0]										
0,00	0,00	0,097	0,048	0,010	0,097	0,046	0,009	0,099	0,048	0,010
0,00	-0,05	0,959	0,925	0,823	0,968	0,942	0,857	0,112	0,057	0,013
0,00	-0,10	1,000	1,000	0,998	1,000	1,000	0,999	0,155	0,092	0,029
-0,05	0,00	0,957	0,927	0,824	0,967	0,943	0,859	0,118	0,064	0,014
-0,05	-0,05	0,094	0,046	0,008	0,101	0,050	0,008	0,090	0,045	0,009
-0,05	-0,10	0,631	0,509	0,266	0,687	0,564	0,327	0,097	0,049	0,009
-0,10	0,00	1,000	1,000	0,998	1,000	1,000	0,999	0,153	0,089	0,025
-0,10	-0,05	0,625	0,501	0,272	0,682	0,559	0,325	0,098	0,051	0,011
-0,10	-0,10	0,091	0,044	0,009	0,094	0,048	0,009	0,092	0,044	0,008

Nota: STVEC_F indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por F(.), enquanto que o modelo STVEC_G indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por G(.), conforme descrito na expressão (1.10).

Tabela B2: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral para o específico” para o MR-STVEC gerado em (iii)

		$LR_{MR-STVEC}$			LR_{STVEC_F}			LR_{STVEC_G}		
α_{11}	α_{12}	10%	5%	1%	10%	5%	1%	10%	5%	1%
Vetor de Cointegração [1 -1,5]										
0,00	0,00	0,095	0,049	0,009	0,099	0,050	0,009	0,099	0,050	0,012
0,00	-0,05	0,455	0,330	0,153	0,098	0,048	0,010	0,471	0,349	0,160
0,00	-0,10	0,760	0,661	0,446	0,104	0,054	0,010	0,769	0,666	0,445
-0,05	0,00	0,446	0,328	0,156	0,096	0,047	0,009	0,462	0,340	0,162
-0,05	-0,05	0,090	0,043	0,009	0,090	0,043	0,008	0,094	0,046	0,008
-0,05	-0,10	0,207	0,122	0,035	0,093	0,045	0,009	0,223	0,134	0,037
-0,10	0,00	0,762	0,661	0,444	0,103	0,056	0,014	0,766	0,669	0,449
-0,10	-0,05	0,206	0,124	0,037	0,091	0,045	0,009	0,218	0,132	0,040
-0,10	-0,10	0,095	0,047	0,007	0,099	0,048	0,008	0,093	0,042	0,008
Vetor de Cointegração [1 -5,0]										
0,00	0,00	0,097	0,048	0,010	0,097	0,046	0,009	0,099	0,048	0,010
0,00	-0,05	0,930	0,882	0,741	0,115	0,059	0,011	0,949	0,910	0,786
0,00	-0,10	0,999	0,998	0,992	0,140	0,082	0,023	1,000	0,998	0,994
-0,05	0,00	0,930	0,883	0,737	0,117	0,063	0,014	0,945	0,909	0,785
-0,05	-0,05	0,094	0,046	0,008	0,101	0,050	0,008	0,090	0,045	0,009
-0,05	-0,10	0,583	0,450	0,231	0,100	0,048	0,010	0,626	0,506	0,270
-0,10	0,00	0,999	0,998	0,993	0,142	0,081	0,021	0,999	0,999	0,995
-0,10	-0,05	0,581	0,448	0,224	0,104	0,051	0,010	0,621	0,494	0,265
-0,10	-0,10	0,091	0,044	0,009	0,094	0,048	0,009	0,092	0,044	0,008

Nota: STVEC_F indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por F(.), enquanto que o modelo STVEC_G indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por G(.), conforme descrito na expressão (1.10).

Tabela B3: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral para o específico” para o MR-STVEC gerado em (vi)

		$LR_{MR-STVEC}$			LR_{STVEC_F}			LR_{STVEC_G}		
α_{22}	α_{23}	10%	5%	1%	10%	5%	1%	10%	5%	1%
Vetor de Cointegração [1 -1,5]										
0,00	0,00	0,095	0,049	0,009	0,099	0,050	0,009	0,099	0,050	0,012
0,00	0,05	0,412	0,301	0,142	0,377	0,265	0,118	0,361	0,257	0,116
0,00	0,10	0,678	0,572	0,368	0,621	0,510	0,311	0,597	0,486	0,284
0,05	0,00	0,414	0,305	0,141	0,377	0,266	0,119	0,367	0,263	0,112
0,05	0,05	0,281	0,181	0,061	0,309	0,206	0,075	0,297	0,198	0,074
0,05	0,10	0,453	0,336	0,157	0,472	0,350	0,169	0,452	0,336	0,157
0,10	0,00	0,675	0,571	0,369	0,622	0,517	0,313	0,595	0,487	0,288
0,10	0,05	0,461	0,339	0,161	0,477	0,361	0,176	0,459	0,338	0,159
0,10	0,10	0,477	0,355	0,168	0,516	0,393	0,196	0,501	0,379	0,186
Vetor de Cointegração [1 -5,0]										
0,00	0,00	0,097	0,048	0,010	0,097	0,046	0,009	0,099	0,048	0,010
0,00	0,05	0,809	0,723	0,523	0,724	0,626	0,420	0,685	0,577	0,362
0,00	0,10	0,985	0,970	0,913	0,961	0,938	0,848	0,927	0,880	0,748
0,05	0,00	0,816	0,730	0,537	0,731	0,634	0,421	0,687	0,577	0,366
0,05	0,05	0,591	0,465	0,245	0,633	0,505	0,278	0,633	0,507	0,281
0,05	0,10	0,873	0,800	0,607	0,880	0,812	0,626	0,859	0,782	0,589
0,10	0,00	0,985	0,970	0,908	0,962	0,937	0,844	0,921	0,875	0,734
0,10	0,05	0,878	0,805	0,614	0,883	0,814	0,624	0,859	0,788	0,598
0,10	0,10	0,913	0,853	0,688	0,928	0,877	0,721	0,928	0,879	0,728

Nota: STVEC_F indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por F(.), enquanto que o modelo STVEC_G indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por G(.), conforme descrito na expressão (1.10).

ANEXO C

Tabela C1: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral” para o MR-STVEC gerado em (ii).

		$LR^1_{STVEC_F}$			$LR^2_{STVEC_F}$			$LR^1_{STVEC_G}$			$LR^2_{STVEC_G}$		
α_{11}	α_{13}	10%	5%	1%	10%	5%	1%	10%	5%	1%	10%	5%	1%
Vetor de Cointegração [1 -1,5]													
0,00	0,00	0,096	0,048	0,011	0,096	0,048	0,012	0,101	0,054	0,010	0,094	0,046	0,008
0,00	-0,05	0,195	0,119	0,041	0,097	0,047	0,009	0,639	0,518	0,308	0,091	0,044	0,007
0,00	-0,10	0,315	0,222	0,100	0,095	0,047	0,009	0,915	0,863	0,709	0,089	0,044	0,008
-0,05	0,00	0,199	0,124	0,043	0,090	0,046	0,008	0,639	0,526	0,314	0,090	0,040	0,009
-0,05	-0,05	0,098	0,053	0,010	0,094	0,045	0,009	0,100	0,046	0,009	0,087	0,045	0,008
-0,05	-0,10	0,123	0,067	0,014	0,091	0,046	0,008	0,314	0,205	0,074	0,089	0,044	0,007
-0,10	0,00	0,326	0,230	0,106	0,094	0,045	0,008	0,911	0,859	0,703	0,089	0,045	0,008
-0,10	-0,05	0,121	0,067	0,015	0,093	0,047	0,008	0,317	0,213	0,078	0,089	0,047	0,009
-0,10	-0,10	0,098	0,047	0,009	0,092	0,045	0,009	0,100	0,050	0,009	0,088	0,042	0,009
Vetor de Cointegração [1 -5,0]													
0,00	0,00	0,095	0,051	0,010	0,094	0,047	0,011	0,103	0,048	0,010	0,096	0,047	0,010
0,00	-0,05	0,210	0,134	0,053	0,095	0,046	0,008	0,987	0,978	0,927	0,096	0,049	0,009
0,00	-0,10	0,294	0,208	0,104	0,096	0,046	0,010	1,000	1,000	1,000	0,092	0,042	0,008
-0,05	0,00	0,206	0,133	0,054	0,100	0,049	0,009	0,988	0,975	0,927	0,092	0,045	0,008
-0,05	-0,05	0,099	0,047	0,009	0,094	0,047	0,009	0,105	0,054	0,010	0,090	0,042	0,007
-0,05	-0,10	0,131	0,071	0,017	0,091	0,044	0,009	0,805	0,706	0,473	0,097	0,046	0,009
-0,10	0,00	0,299	0,215	0,102	0,091	0,045	0,009	1,000	1,000	1,000	0,094	0,046	0,009
-0,10	-0,05	0,124	0,069	0,016	0,093	0,046	0,009	0,802	0,701	0,467	0,090	0,046	0,009
-0,10	-0,10	0,098	0,049	0,010	0,087	0,044	0,007	0,097	0,049	0,011	0,091	0,046	0,008

Nota: STVEC_F indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por F(.), enquanto que o modelo STVEC_G indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por G(.), conforme descrito na expressão (1.10).

Tabela C2: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral” para o MR-STVEC gerado em (iii).

cm (m).													
		$LR^1_{STVEC_F}$			$LR^2_{STVEC_F}$			$LR^1_{STVEC_G}$			$LR^2_{STVEC_G}$		
α_{11}	α_{12}	10%	5%	1%	10%	5%	1%	10%	5%	1%	10%	5%	1%
Vetor de Cointegração [1 -1,5]													
0,00	0,00	0,096	0,048	0,011	0,091	0,047	0,011	0,101	0,054	0,010	0,095	0,049	0,008
0,00	-0,05	0,615	0,497	0,285	0,092	0,047	0,010	0,169	0,102	0,035	0,093	0,046	0,010
0,00	-0,10	0,886	0,822	0,645	0,097	0,051	0,010	0,269	0,186	0,079	0,091	0,044	0,008
-0,05	0,00	0,608	0,498	0,281	0,095	0,047	0,009	0,170	0,103	0,036	0,087	0,044	0,009
-0,05	-0,05	0,098	0,053	0,010	0,097	0,047	0,009	0,100	0,046	0,009	0,087	0,043	0,008
-0,05	-0,10	0,307	0,203	0,073	0,092	0,044	0,009	0,121	0,064	0,013	0,090	0,045	0,007
-0,10	0,00	0,888	0,819	0,644	0,092	0,045	0,006	0,275	0,187	0,080	0,092	0,047	0,010
-0,10	-0,05	0,304	0,199	0,073	0,096	0,044	0,009	0,124	0,066	0,017	0,093	0,047	0,008
-0,10	-0,10	0,098	0,047	0,009	0,091	0,046	0,008	0,100	0,050	0,009	0,096	0,046	0,008
Vetor de Cointegração [1 -5,0]													
0,00	0,00	0,095	0,046	0,096	0,048	0,010	0,010	0,100	0,050	0,010	0,092	0,045	0,009
0,00	-0,05	0,976	0,956	0,099	0,048	0,009	0,037	0,176	0,107	0,037	0,093	0,046	0,010
0,00	-0,10	1,000	1,000	0,087	0,045	0,009	0,096	0,293	0,210	0,096	0,087	0,043	0,008
-0,05	0,00	0,977	0,957	0,098	0,046	0,009	0,040	0,182	0,109	0,040	0,085	0,041	0,008
-0,05	-0,05	0,100	0,049	0,100	0,049	0,008	0,011	0,098	0,049	0,011	0,092	0,047	0,010
-0,05	-0,10	0,755	0,644	0,089	0,046	0,009	0,017	0,133	0,072	0,017	0,092	0,043	0,007
-0,10	0,00	1,000	1,000	0,099	0,049	0,010	0,101	0,292	0,212	0,101	0,094	0,046	0,009
-0,10	-0,05	0,750	0,644	0,090	0,042	0,008	0,019	0,132	0,074	0,019	0,091	0,042	0,009
-0,10	-0,10	0,096	0,047	0,094	0,045	0,010	0,012	0,104	0,053	0,012	0,095	0,047	0,008

Nota: STVEC_F indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por F(.), enquanto que o modelo STVEC_G indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por G(.), conforme descrito na expressão (1.10).

Tabela C3: Poder do Teste LR do procedimento “específico para o geral” para o MR-STVEC gerado em (vi).

		$LR^1_{STVEC_F}$			$LR^2_{STVEC_F}$			$LR^1_{STVEC_G}$			$LR^2_{STVEC_G}$		
α_{22}	α_{23}	10%	5%	1%	10%	5%	1%	10%	5%	1%	10%	5%	1%
Vetor de Cointegração [1 -1,5]													
0,00	0,00	0,096	0,048	0,011	0,091	0,047	0,011	0,101	0,054	0,010	0,095	0,049	0,008
0,00	0,05	0,243	0,161	0,055	0,110	0,057	0,013	0,257	0,171	0,063	0,418	0,311	0,145
0,00	0,10	0,369	0,263	0,122	0,127	0,070	0,018	0,413	0,301	0,142	0,683	0,574	0,370
-0,05	0,00	0,245	0,159	0,053	0,114	0,060	0,012	0,259	0,170	0,064	0,415	0,305	0,145
-0,05	0,05	0,118	0,064	0,013	0,118	0,062	0,014	0,129	0,071	0,017	0,398	0,282	0,120
-0,05	0,10	0,164	0,096	0,029	0,130	0,067	0,017	0,196	0,122	0,041	0,591	0,467	0,261
-0,10	0,00	0,358	0,255	0,117	0,126	0,071	0,017	0,416	0,311	0,152	0,685	0,580	0,379
-0,10	0,05	0,166	0,100	0,028	0,132	0,070	0,019	0,200	0,128	0,043	0,592	0,472	0,268
-0,10	0,10	0,136	0,076	0,021	0,143	0,077	0,021	0,165	0,095	0,029	0,659	0,544	0,326
Vetor de Cointegração [1 -5,0]													
0,00	0,00	0,095	0,046	0,010	0,096	0,048	0,010	0,100	0,050	0,010	0,092	0,045	0,009
0,00	0,05	0,492	0,380	0,199	0,127	0,072	0,018	0,581	0,472	0,275	0,784	0,687	0,484
0,00	0,10	0,669	0,569	0,369	0,174	0,106	0,037	0,827	0,757	0,587	0,979	0,961	0,897
-0,05	0,00	0,491	0,374	0,196	0,125	0,068	0,019	0,584	0,471	0,271	0,781	0,692	0,483
-0,05	0,05	0,147	0,084	0,024	0,125	0,070	0,018	0,147	0,082	0,025	0,747	0,641	0,410
-0,05	0,10	0,257	0,173	0,074	0,164	0,094	0,028	0,315	0,227	0,107	0,943	0,901	0,767
-0,10	0,00	0,661	0,552	0,360	0,177	0,109	0,037	0,831	0,755	0,586	0,981	0,961	0,896
-0,10	0,05	0,257	0,178	0,072	0,163	0,098	0,028	0,321	0,224	0,105	0,941	0,899	0,764
-0,10	0,10	0,214	0,136	0,053	0,186	0,110	0,036	0,198	0,128	0,045	0,975	0,953	0,866

Nota: $STVEC_F$ indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por $F(\cdot)$, enquanto que o modelo $STVEC_G$ indica o modelo VEC não linear com uma função de transição dada por $G(\cdot)$, conforme descrito na expressão (1.10).

ANEXO D

Quadro D1: Séries Econômicas

País	Fonte	Descrição da Série	Período
África do Sul	IFS	Manufacturing Prod, Seas Adj	1961:1 a 2010:2
	OECD	Exports and Imports in Goods S.A., In Billions Of US Dollars	
Alemanha	IFS	Industrial Prod S A	1958:1 a 2010:3
	OECD	Exports and Imports in Goods S.A., In Billions Of US Dollars	
Austrália	IFS	Industrial Prod Seas Adj (2005=100)	1957:1 a 2010:3
	OECD	Exports and Imports in Goods S.A., In Billions Of US Dollars	
Áustria	IFS	Industrial Production S A	1957:1 a 2010:3
	OECD	Exports and Imports in Goods S.A., In Billions Of US Dollars	
Bélgica	IFS	Industrial Prod:Seas.Adj	1957:1 a 2010:3
	OECD	Exports and Imports in Goods S.A., In Billions Of US Dollars	
Brasil	IPEADATA	Produção Industrial - Indústria Geral - Quantum (2002 = 100)	1975:1 a 2010:3
	IPEADATA	Exportações e Importações - (FOB) - US\$ Milhões	
Canadá	IFS	Ind.Production Seas. Adj.	1957:1 a 2010:3
	OECD	Exports and Imports in Goods S.A., In Billions Of US Dollars	
Chile	IFS	Manufacturing Production	1960:1 a 2010:3
	IFS	Exports and Imports (F.O.B.) - U.S. Dollars	
Coréia do Sul	IFS	Indust Production, Seas Adj	1957:1 a 2010:3
	OECD	Exports and Imports in Goods S.A., In Billions Of US Dollars	
Dinamarca	IFS	Ind Prod Seas Adj	1957:1 a 2010:3
	OECD	Exports and Imports in Goods S.A., In Billions Of US Dollars	
EUA	IFS	Industrial Production S A	1957:1 a 2010:3
	OECD	Exports and Imports in Goods S.A., In Billions Of US Dollars	
Finlândia	IFS	Indust Production, Seas Adj	1957:1 a 2010:3
	OECD	Exports and Imports in Goods S.A., In Billions Of US Dollars	
Holanda	IFS	Industrial Production S A	1957:1 a 2010:3
	OECD	Exports and Imports in Goods S.A., In Billions Of US Dollars	
Itália	IFS	Indust.Production,Seas.Adj.	1957:1 a 2010:3
	OECD	Exports and Imports in Goods S.A., In Billions Of US Dollars	
Japão	IFS	Indust Production, Seas Adj	1957:1 a 2010:3
	OECD	Exports and Imports in Goods S.A., In Billions Of US Dollars	
Malásia	IFS	Industrial Production	1970:1 a 2010:3
	IFS	EXPORTS And IMPORTS (C.I.F) - National Currency	
México	IFS	Industrial Production	1957:1 a 2010:3
	IFS	EXPORTS (F.O.B.) And IMPORTS (F.O.B.) - U.S. Dollars	
Reino Unido	IFS	Indust Production,Seas. Adj.	1957:1 a 2010:3
	IFS	Exports and Imports in Goods S.A., In Billions Of US Dollars	
Singapura	IFS	Manufacturing Production	1966:1 a 2010:3
	IFS	EXPORTS And IMPORTS (C.I.F) - National Currency	
Suécia	IFS	Indust Production, Seas Adj	1957:1 a 2010:3
	OECD	Exports and Imports in Goods S.A., In Billions Of US Dollars	

ANEXO E

Quadro E1: Propriedade dos Dados

Quadro B1: Propriedade dos Dados								
País	n	Média			Desvio Padrão			AR
		Renda per capita	Abertura	População (mil)	Renda per capita	Abertura	População (mil)	
Baixa								
Bangladesh	6	276,4	23,7	111.450	56,4	8,4	20.976,5	
Benin	7	311,1	67,9	4.450	20,1	14,1	1.831,8	
Burkina Faso	7	179,6	33,3	8.102	37,6	6,5	3.010,2	
Burundi	5	125,2	28,7	5.489	15,1	6,1	1.681,7	
Central African	7	296,7	50,7	2.892	52,7	14,2	943,0	
Ethiopia	5	127,4	27,4	53.988	10,4	9,7	11.943,4	
Gambia	6	318,5	91,6	906	17,4	10,4	424,7	
Guinea-Bissau	5	166,7	48,2	890	13,8	14,5	322,7	
Kenya	6	418,0	48,3	23.884	10,8	6,1	6.733,8	
Madagascar	8	313,2	46,3	10.906	69,1	9,9	3.802,5	X
Malawi	8	143,5	47,7	8.082	11,7	5,7	3.087,4	
Mali	7	196,5	51,5	7.706	25,6	7,4	2.203,8	
Nepal	7	177,8	36,6	18.710	35,7	14,0	5.051,3	
Sierra Leone	5	244,4	45,6	3.576	52,3	12,2	571,8	
Togo	8	279,3	73,6	3.353	28,0	16,2	1.288,7	X
Zimbabwe	5	510,3	59,5	10.349	45,6	13,0	1.600,8	
Média Baixa								
Belize	7	2.363,7	106,1	189	793,2	15,2	50,6	
Bolivia	8	983,4	50,6	6.212	81,5	2,8	1.585,4	X
Cameroon	8	659,4	47,0	10.840	135,2	8,5	3.618,3	X
Côte d'Ivoire	7	766,7	75,1	11.024	178,4	8,0	5.028,3	
Egypt	8	992,3	46,2	49.808	339,9	8,7	13.288,0	X
El Salvador	8	1.904,7	58,7	4.759	283,9	9,3	888,8	X
Fiji	8	1.776,4	108,7	679	299,0	12,0	117,1	X
Ghana	7	249,5	50,0	13.993	28,6	31,5	4.911,5	
Guatemala	8	1.504,7	59,4	8.084	176,3	7,6	2.432,6	X
Guyana	6	824,5	125,1	751	109,3	9,2	33,1	
Honduras	8	1.051,6	92,8	4.388	106,5	21,3	1.548,7	X
India	8	308,2	16,7	779.046	112,9	8,7	185.554,7	X
Indonesia	8	536,9	49,1	168.616	256,0	11,8	37.419,5	X
Morocco	8	1.069,1	52,8	22.143	230,0	6,4	5.034,9	X
Nicaragua	8	980,5	60,5	3.408	288,8	16,4	1.158,0	X
Nigeria	8	362,2	46,0	88.788	47,4	14,5	27.825,2	X
Pakistan	7	426,1	27,6	112.850	109,8	3,2	34.063,3	
Papua New Guinea	6	653,0	97,3	3.696	42,9	16,0	1.099,4	
Paraguay	8	1.210,6	72,6	3.901	261,3	28,3	1.224,7	X
Philippines	8	963,2	64,5	59.717	106,1	27,1	17.604,2	X
Senegal	8	491,5	54,7	6.976	34,9	10,4	2.186,4	X
Sri Lanka	8	559,5	67,8	16.161	217,2	9,4	2.721,8	X

(continua)

(continuação)

Sudan	7	303,3	29,7	23.598	49,8	6,4	9.095,6	
Syria	7	1.031,9	56,2	11.911	164,8	12,0	3.929,3	
Tonga	7	1.423,0	85,2	94	492,5	10,2	5,0	
Zambia	6	444,4	75,9	7.277	120,3	13,6	2.985,1	
Média Alta								
Algeria	8	1.732,6	54,1	22.348	235,6	9,3	6.788,0	X
Argentina	8	6.903,0	19,6	30.889	563,8	7,9	5.411,0	X
Brazil	8	3.149,5	13,8	137.835	673,1	5,5	32.947,0	X
Chile	8	3.177,3	49,4	12.287	1.249,3	13,5	2.363,6	X
China	5	637,7	38,1	1.172.498	396,9	12,6	103.879,9	
Colombia	8	2.102,2	30,8	30.350	443,3	4,8	7.237,2	X
Costa Rica	8	3.161,1	70,7	2.767	649,4	15,4	874,0	X
Dominica	6	2.916,5	113,9	72	780,1	6,3	1,6	
Dominican Rep.	4	1.931,1	77,0	6.307	616,4	3,0	1.804,6	
Ecuador	8	1.247,4	50,6	9.239	179,9	7,9	2.665,4	X
Gabon	7	4.628,9	98,4	867	1.055,4	11,6	311,0	
Grenada	6	2.860,7	116,8	96	968,6	9,9	4,7	
Iran	5	1.661,6	56,3	46.631	273,3	17,6	20.638,5	
Jamaica	7	3.255,8	94,7	2.358	390,2	14,0	220,7	
Jordan	8	1.662,3	107,2	2.984	297,8	27,6	1.361,3	X
Malaysia	8	2.492,2	128,7	16.627	1.172,8	52,1	5.103,4	
Mauritius	5	2.900,6	121,4	1.091	952,4	10,9	111,5	
Mexico	8	4.798,2	36,3	77.273	837,9	16,8	19.223,7	X
Panama	6	3.453,4	151,7	2.442	402,9	21,3	442,0	X
Peru	8	2.069,2	38,9	19.697	154,0	8,3	5.142,9	X
Saint Lucia	6	3.443,4	131,0	139	1.056,6	15,6	14,1	
Seychelles	7	5.250,1	139,0	70	1.534,7	27,5	8,5	
So. African Cust	6	3.184,9	51,2	35.984	174,5	6,0	9.053,8	
Suriname	5	2.104,9	112,1	407	221,4	31,2	28,7	
Thailand	8	1.209,5	68,6	50.656	668,9	34,5	10.006,1	X
Tunisia	8	1.454,3	76,2	7.392	464,3	19,2	1.826,6	X
Turkey	8	3.011,8	25,3	51.812	776,8	14,7	12.927,0	X
Uruguay	8	5.377,3	38,0	3.016	984,8	9,6	172,1	X
Venezuela	8	5.414,8	48,2	17.344	653,8	5,3	5.282,0	X
Alta								
Austrália	8	16.527,1	33,1	15.936	3.775,4	5,7	2.648,1	X
Áustria	8	17.505,8	70,5	7.739	4.786,1	13,6	284,4	X
Bahrain	6	11.070,8	166,2	524	1.539,7	14,3	169,4	X
Barbados	8	7.721,1	115,0	258	1.491,6	11,6	13,5	X
Belgium	8	16.887,9	124,1	9.942	4.368,5	19,2	250,9	X
Brunei Darussala	8	20.695,4	109,1	226	3.657,7	3,6	80,9	X
Canada	8	18.115,2	56,9	26.442	3.970,1	14,1	3.834,7	X
China, Hong Kong	8	16.249,7	225,1	5.378	8.217,2	60,3	1.071,2	X
China, Macao SAR	5	13.446,6	179,6	374	3.103,1	43,2	66,8	

(continua)

(continuação)

Cyprus	6	10.080,3	107,7	762	3.138,0	6,1	150,7	X
Denmark	8	22.631,4	69,8	5.139	5.333,5	9,7	163,2	X
Finland	8	17.059,6	57,1	4.905	4.931,0	9,9	222,1	X
France	8	16.805,3	42,4	56.770	3.952,3	7,9	3.774,8	X
Germany	8	17.498,8	47,5	79.443	4.277,7	11,8	2.076,2	X
Greece	8	9.454,1	44,2	9.805	2.035,4	9,2	719,1	X
Hungary	8	3.741,3	79,1	10.392	986,0	29,4	219,2	X
Iceland	8	23.483,1	71,8	244	6.473,9	4,1	31,3	X
Ireland	8	13.996,9	113,2	3.457	7.509,3	32,8	352,6	X
Israel	8	14.315,5	70,2	4.382	3.718,9	8,7	1.298,9	X
Italy	8	14.405,6	41,3	56.297	3.918,8	7,0	1.698,5	X
Japan	8	27.236,3	20,7	118.190	8.862,6	3,2	9.047,5	X
Kuwait	8	24.173,4	99,8	1.460	10.727,8	14,2	527,0	X
Malta	8	5.644,9	154,2	356	3.024,5	20,7	26,9	X
Netherlands	8	17.682,1	101,1	14.555	4.395,3	12,7	1.172,7	X
New Zealand	8	11.405,6	55,4	3.349	1.601,2	6,4	393,5	X
Norway	8	25.969,3	73,7	4.183	8.783,5	3,2	245,5	X
Oman	7	6.554,2	86,5	1.693	1.741,8	11,7	646,4	
Poland	5	3.703,4	49,0	38.022	739,8	11,9	876,2	
Portugal	8	7.655,7	57,8	9.794	2.665,0	8,7	493,2	X
Rep. of Korea	8	6.114,8	60,2	40.229	4.055,9	11,8	5.926,3	X
Saudi Arabia	8	10.547,3	75,3	13.830	2.782,8	10,1	6.575,3	X
Singapore	8	12.907,1	335,4	2.950	7.416,0	43,8	816,2	X
Spain	8	10.315,4	38,2	38.005	2.972,4	11,9	2.953,2	X
Sweden	8	21.581,1	64,2	8.475	4.644,1	12,9	378,0	X
Switzerland	8	29.885,2	69,8	6.721	3.865,9	8,9	455,7	X
Trinidad and Tob	8	5.689,4	92,1	1.143	1.117,2	8,6	126,9	X
USA	8	26.123,7	18,8	242.634	6.370,1	4,9	31.310,3	X
United Arab Emir	6	27.813,9	120,0	2.077	8.633,7	23,3	1.100,0	
United Kingdom	8	18.519,0	51,5	57.213	4.876,2	5,0	1.553,2	X

Nota: AR significa os países que constituem a área de referência para o cálculo do índice de Balassa.

A renda per capita em dólares é constante a preços de 2000.

Quadro E2: Descrição dos produtos que compõem o setor 1 de *commodities* e setor 2 de maior intensidade tecnológica

Código	Descrição da UN CONTRADE
Setor 1	
0	Alimentos e animais vivos Descrição: Animais vivos, laticínios, peixe, frutas, açúcar, café, cereais e ração.
1	Bebidas e Tabaco Descrição: Bebidas, tabaco bruto e manufaturado.
2	Materiais brutos, não processáveis, não comestíveis, exceto combustível Descrição: Couro, pele de animal, óleos naturais, látex natural ou sintético, madeiras, cortiça, papel e celulose, fibras têxteis não manufaturadas, fertilizantes e minerais em estado bruto, e metais recicláveis.
3	Combustível Mineral, lubrificantes e materiais relacionados Descrição: Carvão, coque, briquete, petróleo bruto e parcialmente refinado, gasolina, querosene, óleos lubrificantes, resinas, asfalto, gás natural e energia elétrica.
4	Óleo e gordura vegetal e animal Descrição: Óleo e gordura vegetal e animal.
Setor 2	
5	Químicos Descrição: elementos químicos, corantes químicos para indústria, produtos farmacêuticos e medicinais, cosméticos e produtos para higiene, fertilizantes industrializados, explosivos e plásticos.
6	Produtos manufaturados Descrição: têxteis, couro, borracha, móveis, escritório, vidro, material de construção, siderurgia, cobre, alumínio e níquel.
7	Máquinas e Equipamentos Descrição: Máquinas e equipamentos para indústria, equipamentos elétricos, telecomunicações e transporte.
8	Manufaturados Diversos Descrição: Produtos para tubulação, calefação, iluminação, mobília, vestuário, calçados, relógios e instrumentos científico para pesquisa.

ANEXO F

Tabela F1: Modelo não linear PSTR(1) para relação entre Renda per capita e Abertura Comercial

	(1)	(2)	(3)	(4)
	FE	FE-IV	FE	FE-IV
β_{01} - Abertura	0,798*** (0,205)	1,856** (0,721)	0,288*** (0,056)	0,353 0,266
β_{02} - População	0,830** (0,338)	0,712* (0,374)	-0,354*** (0,097)	-0,107 0,234
β_{11} - Abertura [$B_{ipt}^1 > c_1$]	-0,592** (0,243)	-1,629** (0,800)	-0,157** (0,079)	-0,033 0,206
β_{12} - População [$B_{ipt}^1 > c_1$]	-0,843** (0,372)	-0,744* (0,406)	-0,388*** (0,099)	-0,675*** 0,253
Parâmetro de Suavidade γ_1	1,935	2,130	14,440	3,039
Limiar c_1	1,819*** (0,561)	1,694*** (0,528)	2,505*** (0,085)	2,068*** (0,431)
$d75$			0,202*** (0,036)	0,171*** (0,055)
$d80$			0,336*** (0,034)	0,296*** (0,073)
$d85$			0,414*** (0,034)	0,381*** (0,073)
$d90$			0,525*** (0,035)	0,492*** (0,075)
$d95$			0,632*** (0,040)	0,584*** (0,094)
$d00$			0,748*** (0,045)	0,690*** (0,116)
$d05$			0,857*** (0,048)	0,786*** (0,132)
n	799	799	799	799
SQR	34,82	45,85	23,46	23,99
σ_{NL}/σ_L	0,94	1,03	0,97	0,95
R1 (β_{01})	0,798 [0,000]	1,856 [0,010]	0,288 [0,000]	0,353 [0,185]
R2 ($\beta_{01} + \beta_{11}$)	0,206 [0,000]	0,227 [0,003]	0,131 [0,000]	0,321 [0,308]

Nota: A variável dependente é o ln da renda per capita e os desvios padrões são robustos e estão entre parênteses.

SQR é a soma do quadrado dos resíduos. σ_{NL} é o desvio padrão do resíduo do modelo não linear e σ_L do modelo linear.

R indica o regime e os valores entre colchetes indicam o p-valor do teste conjunto F dos coeficientes de abertura comercial.

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