

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA – UFSC
CENTRO SÓCIO-ECONÔMICO
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

DORLAN GERARDO SILVA DA COSTA

EVIDÊNCIAS PARA EXPORT-LED-GROWTH COM USO DE DADOS DE PAINEL

**FLORIANÓPOLIS
2010**

DORLAN G. S. DA COSTA

EVIDÊNCIAS PARA EXPORT-LED-GROWTH COM USO DE DADOS DE PAINEL

Monografia submetida ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Catarina, como requisito obrigatório para a obtenção do grau de Bacharelado.

Orientador: Prof. Dr. Milton Biage

DORLAN G. S. DA COSTA

A banca examinadora resolveu atribuir a nota 9,00 (nove) ao aluno Dorlan Gerardo Silva da Costa na disciplina CNM 5420 – Monografia, do curso de Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Catarina, pela apresentação deste trabalho.

Florianópolis, janeiro de 2011.

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Milton Biage
Presidente

Prof. Dr. Luiz Carlos de Carvalho Junior
Membro

Prof. Dr. Fernando Seabra
Membro

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer aos Professores do Departamento de Economia que tiveram parte em minha formação científica durante estes anos de graduação; especialmente ao Professor João Rogério Sanson, pelas muito bem planejadas, introduzidas, e ministradas aulas de Macroeconomia, que serviram de importante estímulo aos alunos interessados no tema; e muito especialmente, ao Professor Milton Biage, por procurar instruir com exigência seus alunos nos métodos quantitativos, desejando que se tornem neste quesito, um pouco mais parecidos com aqueles economistas que se formam nos melhores cursos do país; também gostaria de agradecê-lo pela orientação deste trabalho.

Mais afetuosa e pessoalmente, gostaria de agradecer aos meus amigo(a)s, à toda minha família (avôs e avós, tios e tias, primos e primas); e especialmente à minha mãe Rita, meu pai Ademir, minha irmã Joice, e minha namorada Leila, pessoas para as quais dedico este trabalho.

RESUMO

Este trabalho procura contribuir para literatura empírica da *export-led-growth* investigando como variáveis externas afetam o crescimento econômico de longo prazo. Para tanto, foram realizados testes econométricos para 38 países, classificados entre membros do G20, países Latino americanos e Asiáticos. Foram empregados testes com dados de painel através dos Modelos de Efeitos Fixos, Modelo de Efeitos Aleatórios e Modelos de Coeficientes Constantes para estimação dos coeficientes de elasticidades; também foram realizadas estimações com dados de cortes transversais pelo método de estimação *Generalized Least Squares*. A análise empírica dos resultados se fez em perspectiva com os trabalhos de Thirlwall (1979) e Thirlwall e Hussain (1982), os quais são resenhados nesta monografia. Coloca-se neste trabalho em perspectiva as diferentes formas pelas quais cada grupo de países é afetado pelas variáveis do setor externo. Conclui-se neste trabalho que as variáveis externas se comportam de forma prevista pela *export-led-growth*.

Palavras-chave: Lei de Thirlwall, modelos de crescimento econômico, restrição externa

ABSTRACT

This paper seeks to contribute to the empirical literature of export-led growth through the investigation of how external variables affects the long-term economic growth. For this purpose, econometric tests were performed for 38 countries, classified among G20 members, Latin American and Asian countries. Testes with panel data were employed through Fixed Effects Model, Random Effects Model and Constant Coefficients Model, in order to estimate the elasticity coefficients. Also cross-section data estimates were performed with the method of Generalized Least Squares estimate. The empirical analysis of the results was done in perspective with the work of Thirlwall (1979) and Thirlwall and Hussain (1982), which are reviewed in this monograph. This work puts in perspective the different ways in which each group of countries is affected by the variables of the external sector. The conclusion reached in this work is that the external variables behaves as predicted by the export-led growth.

Keywords: Thirlwall's Law, models of economic growth, external constraint

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura (1): Impactos das Variáveis sobre o Crescimento no G20 para dados cross section.....	51
Figura (2): Impactos das Variáveis sobre o Crescimento na América Latina para dados cross section.....	54
Figura (3): Impactos das Variáveis sobre o Crescimento nos países asiáticos para dados cross section.....	56

LISTA DE TABELAS

Tabela (1): Teste Breusch-Pagan/Cook-Weisberg.....	47
Tabela (2): Testes de Multicolinearidade.....	48
Tabela (3): Teste de Hausman para diferença entre MEAG e MEFG.....	49
Tabela (4): Tabela comparativa dos coeficientes de Elasticidades pelos modelos MEFG, MEAG e POOLED.....	50
Tabela (5): Coeficientes de elasticidade para países do G20 para dados cross section.....	52
Tabela (6): Média geométrica de crescimento nominal para o G20 com uso MCC e GLS cross section.....	53
Tabela (7): Coeficientes de elasticidade para países da América Latina para dados cross section.....	54
Tabela (8): Média geométrica de crescimento nominal para países Latino Americanos com uso de MCC e GLS para dados cross section.....	55
Tabela (9): Coeficientes de elasticidade para países Asiáticos com uso de GLS para dados cross section.....	56
Tabela (10): Média geométrica de crescimento nominal para países Asiáticos com uso de MCC e GLS para dados cross section.....	57

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

FIV	Fator de Inflação de Variância
FMI	Fundo Monetário Internacional
GLS	<i>Generalized Least Squares</i>
IC	Índice Condicional
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
MCC	Modelo de Coeficientes Constantes
MEAG	Modelo de Efeitos Aleatórios por Grupo
MEFG	Modelo de Efeitos Fixos por Grupo
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
WDI	<i>World Development Indicators</i>
WEO	<i>World Economic Outlook</i>

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	10
1.1 Tema e Problema.....	10
1.2 Objetivos.....	12
1.2.1 Objetivo geral.....	12
1.2.2 Objetivos específicos	13
1.3 Justificativa	13
1.4 Aspectos metodológicos	13
1.5 Estrutura do Trabalho	14
2 TEORIAS DE CRESCIMENTO LIDERADO PELA DEMANDA E A RESTRIÇÃO EXTERNA.	15
2.1 Resenha da Lei de Thirlwall (1979)	19
2.2 Resenha de Thirlwall e Hussain (1982).....	23
3 DADOS DE PAINEL	29
3.1 Modelos de regressão com dados de painel	29
3.2 Modelos de Efeitos Fixos	31
3.2 Modelos de Efeitos Aleatórios	34
3.4 A Escolha entre Modelos de Efeitos Fixos ou de Efeitos Aleatórios	36
3.5 Testes para avaliar a viabilidade dos modelos	38
3.5.1 A Multicolinearidade	38
3.5.2 A heteroscedasticidade	39
4 O MODELO E RESULTADOS OBTIDOS.....	43
4.1 A base de dados.....	44
4.2 Modelagem e variáveis	44
4.2.1 Do teste de Heteroscedasticidade	46
4.2.2 Do Teste de Multicolinearidade	47
4.2.3 Dos testes de viabilidade entre os modelos	48
4.3 Análise dos resultados	50
5 CONCLUSÃO.....	59
REFERÊNCIAS	60
ANEXOS.....	64

1 INTRODUÇÃO

1.1 Tema e Problema

Ao longo de toda a história da Economia, o diferencial de crescimento entre pontos geográficos distintos, ou entre os mesmos pontos sob diferentes períodos, sempre intrigou e atraiu os maiores esforços de compreensão e análise dos economistas. Já na célebre obra inaugural da Economia Política, *Uma investigação sobre a Natureza e as Causas da Riqueza das Nações*, do escocês Adam Smith, publicado em 1776, a questão do crescimento se fez vigorosamente presente, na qual o elemento tecnológico divisão do trabalho figura como variável determinante do crescimento econômico de uma nação.

Passados mais de duzentos anos daquela obra, as variáveis que determinam o crescimento econômico não se encontram ainda completamente explicadas; e para alguns economistas, sequer mapeadas em sua totalidade, de modo que palavras como as de Robert Lucas (1988): “*once one starts to think about them, it is hard to think about anything else*” expressam com clareza que a relevância do tema de lá para cá em nada diminuiu.

Todavia, apesar de ser uma preocupação permanente, a Economia só marcou firme avanço na compreensão dos determinantes do crescimento, ainda que inicialmente apenas no âmbito do curto prazo, com *A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda* de J. M. Keynes, publicada em 1936, a qual dá início ao que conhecemos por Macroeconomia Moderna. Na sua esteira, viabilizados pelos crescentes esforços no sentido de construção de um sistema de contas nacionais que pudessem expressar os resultados e a capacidade econômica dos países e, também bélica; e instigados pelo crescimento do produto per capita sem precedente na história econômica ocidental, que seguiu-se à partir da década de 1950 (perdurando até meados de 1970 em sua fase mais pronunciada), as explicações para o fenômeno do crescimento, num tratamento mais formal e marcado por uma maior disponibilidade de informações, multiplicaram-se.

O artigo seminal *A contribution to the theory of economic growth* datado de 1956, de Robert Solow, marcou, de um modo geral, os esforços desta nova fase; bem como, especialmente, o revigoramento das propostas neoclássicas, permanecendo através dos anos como o quadro geral básico sobre o qual se desenvolveu um conjunto bastante amplo e diversificado de teorias.

Entretanto, diferentemente da síntese neoclássica e seus desdobramentos, as investigações da literatura pós-keynesiana apontam que o crescimento econômico dos países encontra restrição muito mais efetiva e anterior nos desequilíbrios de mercado e nos baixos níveis de demanda para seus produtos do que em restrições do lado da oferta; afirmando que tem prevalecido como principal elemento restritivo ao crescimento, sobretudo às economias globalizadas emergentes ou menos desenvolvidas, a sua restrição externa, a qual responde à posição de uma economia na divisão internacional do trabalho e seu padrão de desenvolvimento tecnológico produtivo. Thirlwall (1979, p.46), expoente da *export-led growth theory*, com muita propriedade em seu trabalho seminal diz:

If a country gets into balance of payments difficulties as it expands demand, before the short term capacity growth rate is reached, then demand must be curtailed; supply is never fully utilized; investment is discouraged; technological progress is slowed down, and a country's goods compared to foreign goods become less desirable so worsening the balance of payments still further, and so on. A vicious circle is started. By contrast, if a country is able to expand demand up to the level of existing productive capacity, without balance of payments difficulties arising, the pressure of demand upon capacity may well raise the capacity growth rate. There are a number of possible mechanisms through which this may happen: the encouragement to investment which would augment the capital stock and bring with it technological progress; the supply of labor may increase by the entry into the work force of people previously outside or from abroad; the movements of factors of production from low productivity to high productivity sectors, and the ability to import more may increase capacity by making domestic resources more productive. It is this argument that lies behind the advocacy of export-led growth, because it is only through the expansion of exports that the growth rate can be raised without the balance of payments deteriorating at the same time.

Sobre o papel da oferta, Thirlwall (1979, p. 45), mostrando diferença com os modelos neoclássicos observa: “For the keynesian, it is demand that ‘drives’ the economic system to which supply, within limits, adapts. Taking this approach, growth rates differ because the growth of demand differs between countries.” Denotando clara mudança de perspectiva quanto aos determinantes do crescimento a *export-led growth* sustenta-se basicamente em três vias pelas quais a demanda externa participa no crescimento de uma economia: (i) as exportações são um componente estritamente autônomo da demanda, (ii) é o componente capaz de gerar divisas para pagar pelas importações, (iii) as importações cujas exportações viabilizam, permitem a aquisição de bens de capital geralmente mais produtivos que os disponíveis domesticamente, bem como a aquisição de bens intermediários necessários ao crescimento. Este último ponto tangencia a possibilidade de crescimento via internalização de setores econômicos mais produtivos, o que diz respeito à configuração do padrão tecnológico da economia.

Segundo Kaldor (1981) não é possível explicar as diferenças nas taxas de crescimento entre países sem abarcar suas características setoriais. Baseados nessa assertiva, e no contexto da causação circular cumulativa, Chenery e Bruno (1962) e Chenery e Strout (1966) desenvolveram o modelo de dois hiatos, no qual: bens intermediários e de capital produtivos são requisitos para o crescimento e podem não ser disponíveis domesticamente, dada a não produtividade no artigo; as importações por esse motivo crescem a taxas superiores a de exportação. Assim, a *export-led growth* e o modelo de dois hiatos constituem-se nas principais frentes keynesianas para a explicação das diferenças nas taxas de crescimento e padrão tecnológico entre os países.

Importante dizer, que, apesar de que seja da divergência com a linha neoclássica do crescimento que surge a alternativa pós-keynesiana que analisaremos neste trabalho, dado que aqui não serão colocadas em perspectiva as duas mencionadas tradições, a conclusão pela validade de uma das linhas de pesquisa, obviamente, não nos autorizará à conclusão pela não validade da outra; qualquer conclusão automática que se procedesse dessa forma seria grosseira, no mínimo, do ponto de vista analítico.

Com a advertência acima apresentada, são objetivos deste trabalho, através da reunião de um conjunto de evidências empíricas, bem como alguns testes econométricos, verificar se a chamada *export-led growth theory* encontra sustentação em face, especialmente de modelos de dados em painel, e também estimações *cross section*. De modo que seja razoável supor que o crescimento sustentado de uma economia submete-se a uma trajetória equilibrada do seu balanço de pagamentos.

1.2 Objetivos

1.2.1 Objetivo geral

Inserido na perspectiva pós-keynesiana das teorias do crescimento econômico, este trabalho tem por objetivo, através da discussão e análise empírica da teoria de Thirlwall, analisar a relevância das variáveis externas sobre o crescimento econômico sustentado de um país.

1.2.2 Objetivos específicos

São objetivos específicos do presente trabalho:

- Apresentar as principais justificativas da *export-led growth* pelas quais o crescimento deva ter sustentação na demanda externa;
- Discutir evidências de dados de cortes transversais para análise do crescimento do produto entre grupos de países;
- Apresentar evidências de dados de painel que corroborem a *export-led growth*;
- Discutir a relevância das variáveis do setor externo para o crescimento entre os grupos de países do G20, da América Latina, e Ásia.

1.3 Justificativa

Apesar de haver um conjunto bem amplo de estudos estatísticos e econométricos que procuram analisar tanto os parâmetros do modelo de Thirlwall como verificar se a trajetória do crescimento é significativamente restrita. Poucos são os estudos que o fazem por meio do uso de dados de painel.

Assim, uma vez que os dados de painel trazem maior confiabilidade para os parâmetros estimados, dado o maior número de amostras. O presente trabalho se justifica ao utilizar estes métodos e, portanto, conferir maior confiabilidade para os resultados obtidos.

1.4 Aspectos metodológicos

Este estudo consiste de uma análise quantitativa de variáveis externas que se supõe, afetam o crescimento de longo prazo do produto. Segundo Lakatos e Marconi (1991) “o método científico utilizado na realização de uma pesquisa proporciona, e tem por objetivo proporcionar ao investigador resultados com maior segurança e economia, permitindo alcançar o objetivo principal traçando o caminho a ser seguido para tal.” Desse modo buscou-se usar de métodos econométricos os mais confiáveis possíveis para que o objetivo pudesse ser alcançado de forma segura. No que se empregou métodos de dados de painel.

Uma vez que o trabalho busca compreender o comportamento de um conjunto que extrapola a amostra utilizada, o método indutivo foi empregado. Segundo Lakatos e Marconi (1991, p.86) este método parte de proposições de uma amostra, onde os resultados encontrados serão considerados para o universo:

Indução é um processo mental por intermédio do qual, partindo de dados particulares, suficientemente constatados, infere-se uma verdade geral ou universal, não contida nas partes examinadas. Portanto, o objetivo dos argumentos indutivos é levar a conclusões cujo conteúdo é muito mais amplo do que o das premissas nas quais se basearam.

De acordo com Lakatos e Marconi, a natureza dos dados que serão utilizados é primária¹. Os dados utilizados no trabalho têm como fonte *Indicadores para Desenvolvimento Mundial (World Development Indicators, WDI)*, compilados pelo Banco Mundial (2010); também, do *World Economic Outlook (WEO)* (outubro de 2010), compilados pelo Fundo Monetário Internacional (FMI). Algumas séries foram completadas com dados do IPEADATA, compilados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA); alguns dados também foram obtidos no site do Banco Central do Brasil.

1.5 Estrutura do Trabalho

O presente capítulo procurou apresentar e contextualizar a Lei de Thirlwall no quadro mais amplo das teorias de crescimento econômico; e específico da literatura keynesiana. O segundo capítulo se aprofunda na contextualização mencionada bem como apresenta a derivação da Lei de Thirlwall e procura qualificar as suposições do modelo. O terceiro capítulo compreende os métodos estatísticos e econométricos empregados no trabalho. O quarto, os modelos empíricos e a discussão dos resultados obtidos. O quinto capítulo, por fim, tece as considerações finais do trabalho.

¹Fontes Primárias – dados históricos, bibliográficos e estatísticos; informações, pesquisas e material cartográfico; arquivos oficiais e particulares; registros em geral; documentação pessoal (diários, memórias, autobiografias); correspondência pública ou privada etc. (LAKATOS; MARCONI, 1991, p.159)

2 TEORIAS DE CRESCIMENTO LIDERADO PELA DEMANDA E A RESTRIÇÃO EXTERNA

Como mencionamos na introdução deste trabalho, o artigo *A contribution to the theory of economic growth* datado de 1956, de Robert Solow, marcou, de um modo geral, os esforços de uma nova fase das teorias de crescimento econômico; bem como, especialmente, o revigoramento das propostas neoclássicas, permanecendo através dos anos como o quadro geral básico sobre o qual se desenvolveu um conjunto bastante amplo e diversidade de teorias. Neste capítulo, ainda que de modo superficial, será feita em linhas gerais uma incursão a este conjunto de teorias; e também uma apresentação do quadro geral da proposta keynesiana do crescimento bem como especialmente, a derivação da lei de Thirlwall (1979) e Thirlwall e Hussain (1982).

Na teoria seminal de Solow (1956) e Swan (1956) a economia é, em princípio, modelada em termos de duas variáveis explicativas apenas, capital (K) e trabalho (L), na forma $Y = F(K, L)$, que exhibe retornos constantes de escala. Considerada constante a força de trabalho e normalizada a função de produção acima em unidades de trabalho, $L = 1$, obtém-se a relação explicitamente em função apenas do capital, $Y = F(K)$. Supondo que a produtividade marginal do capital cresce, porém à taxas decrescentes, ou seja, $F'(K) > 0$ e $F''(K) < 0$; e impondo a condição de Inada (1964), qual seja, de que quanto mais próxima de zero a razão capital por trabalhador, maior a produtividade marginal do capital, que no limite tende ao infinito e, quanto maior a razão capital-trabalho, mais próximo de zero o aumento no produto decorrente do aumento no capital. (O que estas duas últimas suposições pretendem capturar é o fato de que se se equipar os trabalhadores com um número crescente de bens de capital que venham a ser utilizados da forma pretérita, os efeitos decorrentes desses incrementos sobre o produto tendem no limite a se tornarem negligenciáveis). Também assumindo, em princípio, que não haja crescimento da força de trabalho, e o caso específico de que esta seja igual à população, como é usual; e na ausência de mudanças tecnológicas. A única força que pode conduzir o aumento temporário do produto é o crescimento do estoque de capital. As adições ao estoque de capital em cada período é modelada em termos da fração s da renda individual poupada, que é convertida em investimento. As subtrações ao estoque de capital (depreciação) em cada período é uma proporção d do estoque de capital existente. O aumento líquido de capital em cada período, é portanto, a diferença entre o investimento sY e a depreciação dK . A equação fundamental dos modelos de crescimento neoclássicos, assim, é: $\Delta K = sY - dK$. Uma vez que a economia apresenta rendimentos decrescentes para K na função

normalizada, o investimento, função da renda per capita, cresce a taxas cada vez menores do que a da depreciação, de modo que as curvas de investimento e depreciação se encontram à um dado nível de capital e produto, este ponto é chamado de estado estacionário da economia. Nele, na teoria de Solow-Swan, tanto o nível de investimento e depreciação, quanto as taxas de crescimento da população e estoque de capital igualam-se. Trata-se de um equilíbrio dinâmico estável, para o qual, mantidos constantes os parâmetros do modelo, a economia converge independentemente do nível de capital do qual parta. Mudanças em um dos parâmetros s , d , ou n , mantidos os demais constantes, produzem os seguintes efeitos: um aumento em s desloca o estado estacionário para níveis mais elevados de capital e produto; em d ou n , desloca o estado estacionário para níveis mais baixos de capital e produto per capita. Em todo o caso persistindo a convergência para o estado estacionário.

Em suma, o modelo de Solow-Swan pretende formalizar a idéia de que o crescimento econômico sustentado de um país não pode ser apropriadamente explicado apenas em termos de suas taxas de crescimento da população, estoque de capital, ou mesmo poupança. Para explicação do crescimento sustentado requer que se pense com uma nova variável, o progresso tecnológico, A . Assim, a contabilidade do crescimento, cujos pioneiros são Abramovitz (1956) e Solow (1957), através de uma equação *Harrod-Neutral*, na forma $Y(t) = F(K(t), A(t)L(t))$, decompõe o crescimento do produto per capita entre crescimento do capital por trabalhador, e um termo remanescente, o chamado *resíduo de Solow*. O *resíduo de Solow*, apesar de registrar apenas o crescimento imediato, deixa a pista para um conjunto bastante amplo de pesquisas que procuraram dar explicação para o fato do crescimento sustentado para muitos países. Como o modelo Ramsey-Cass-Koopmans, desenvolvido por Cass (1965) e Koopmans (1965) sobre um quadro de escolhas individuais de Ramsey (1928), no qual teorias de renda permanente e ciclo de vida do indivíduo explicam as decisões de consumo e poupança, que se tornam endógenas. As tentativas pioneiras de explicar o crescimento tecnológico com Arrow (1962) com o fenômeno *learning by doing*, e Kaldor (1957) com a *função de progresso tecnológico*. Nordhaus (1969) e Shell (1973) construíram então os primeiros modelos em que mudanças tecnológicas ocorriam como resultado da escolha deliberada dos agentes; ambos os modelos assumem que pesquisas eram realizadas visando ganhos de monopólio. O modelo de Uzawa (1965) mostrou como o crescimento sustentado numa taxa endógena poderia ser alcançado no modelo neoclássico.

Ainda para a explicação do crescimento persistente, modelos endógenos de crescimento propriamente dito, surgem com a abordagem capital augmenting AK Harrod-Domar (ver Harrod (1939) e Domar (1946)), com desemprego de mão-de-obra. Na abordagem AK, já com pleno emprego, Frankel (1962) assume que o conhecimento

tecnológico, mais do que o desemprego, é o fator que cresce automaticamente com o capital. Romer (1986) redescobre os trabalhos de Frankel, os quais se encontravam esquecidos e conduz sua análise em termos do modelo intertemporal de maximização da utilidade de Ramsey. Popularizado por Lucas (1988), Romer vem a ser o fundamento sobre o qual tem se apoiado as pesquisas na moderna literatura do crescimento endógeno. Segerstrom, Anant e Dinopoulos (1990) são pioneiros na introdução de elementos tecnológicos sobre as bases de Schumpeter, na chamada abordagem schumpeteriana do crescimento endógeno; Aghion e Howitt (1988, 1992) são os maiores expoentes das pesquisas mais recentes nesta linha.

No que tange à orientação das teorias que neste trabalho investigaremos, cabe preliminarmente algumas palavras sobre o conjunto de concepções mais amplo no qual se inscrevem, bem como os modelos que a antecederam dentro da perspectiva pós-keynesiana e sua relação com as ideias de Kaldor.

A *Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda* de J. M. Keynes, de 1936, dá início ao que conhecemos por Macroeconomia Moderna. Naquela obra, por meio de um conjunto de equações que não obstante ofereçam representação bastante simplificada do comportamento dos agentes econômicos, é derivado o multiplicador do produto, recuperado o conceito de demanda (tal como descrita pela primeira vez na obra de Malthus *Principal of Political Economy* de 1820, onde difere da simples definição de quantidade demanda de bens à um dado preço), e introduz as expectativas, que cumprem papel fundamental para explicar a quantidade que efetivamente é demanda na economia em nível agregado. Para Keynes, a demanda efetiva depende das decisões e expectativas dos agentes, cujo comportamento é não raro imprevisível. Assim, Keynes põe as bases para que se pense a economia, ainda que em sua *Teoria Geral* no âmbito do curto prazo, como um problema eminentemente do lado da demanda.

Convencido da importância da demanda agregada para explicação do crescimento econômico de longo prazo, Kaldor desenvolveu na década de 60 um conjunto de argumentos que procuravam responder ao atraso da economia inglesa relativamente aos demais países desenvolvidos, chegando à conclusão de que tal atraso se devia a um menor dinamismo industrial, que se refletia em suas exportações. No que o atraso tecnológico do setor cumpria papel crucial.

Com ênfase nos fatores ligados à demanda agregada, Kaldor se propunha explicar as diferenças na dinâmica do crescimento entre os países desenvolvidos. Em seu artigo *Causes of the Slow Rate of Economic Growth of the United Kingdom* de 1966, através de um conjunto de fatos estilizados, também conhecidos como Leis de Kaldor, amparado em testes

econométricos, formula as relações que responderiam as diferenças de performance entre os países. Seguindo Thirlwall (1983) arrolaremos os fatos de Kaldor:

- i) Existe uma relação positiva entre o crescimento do produto agregado e o crescimento da indústria. (Identificada como “motor do crescimento” por operar com retornos crescentes de escala, a indústria promove através de sua relação com os demais setores um aumento da produtividade sistêmica.);
- ii) Existe uma relação de causalidade entre a taxa de crescimento da indústria, e de sua produtividade. (O que é referido como Lei de Kaldor-Verdoorn);
- iii) Quanto maior o crescimento das exportações, maior o crescimento do produto. (Para Kaldor, o crescimento da indústria induziria ao aumento das exportações e da demanda agregada. Este seria um processo cumulativo de crescimento, uma vez que coloca a possibilidade de maior aumento industrial, que por sua vez prova retornos crescentes de escala. Aumento da diferenciação entre produtos, novos processos produtivos, novas indústrias subsidiárias, explicam os ganhos de escala). Esta lei coloca em evidência a importância do balanço de pagamentos, e funda a chamada *export-led growth*;
- iv) Numa economia aberta a principal restrição ao crescimento da demanda é o equilíbrio do balanço de pagamentos.

Assim, Kaldor (1966) e Kaldor (1970) já expõe a importância do equilíbrio do balanço de pagamentos, conforme sua concepção inicial, da balança comercial para o crescimento sustentado. Dixon e Thirlwall (1975) dão a primeira formulação ao crescimento restrito pelo balanço de pagamentos; e Thirlwall (1979) e Thirlwall e Hussain (1982) numa versão mais desenvolvida, o primeiro envolvendo apenas balança comercial, e o último também a conta capital.

Apesar de Kaldor arrolar os principais elementos sobre o qual a perspectiva keynesiana posterior iria debruçar-se, não realizou testes para verificar a validade de suas proposições para países em desenvolvimento, o que abre caminho para uma série de trabalhos. Para incorporar à análise a oferta de poupança numa tentativa de extensão da teoria de Harrod-Domar (na literatura cepalina esta restrição recebeu o nome de “estrangulamento externo”) e estender a análise para países em desenvolvimento, Chenery (1952), Chenery e Bruno (1962) e Chenery e Strout (1966) desenvolverem o chamado modelo de dois hiatos.

A ideia central aos modelos de dois hiatos é que os países subdesenvolvidos amargam duas restrições cruciais: o hiato de divisas, que se explica pelo menor volume de receitas

gerados por suas exportações (que são menos intensivas em tecnologia) relativamente às suas necessidades de importações para o crescimento de modo que a economia não encontra acesso aos bens de capitais necessários e os conseqüentes ganhos do crescimento industrial segundo Kaldor; o outro hiato é o de poupança (no que se relaciona mais estreitamente com Harrod-Domar), a dificuldade dos países em desenvolvimento de formar poupança, ou absorvê-la do exterior por endividamento, é um entrave ao crescimento. O modelo de dois hiatos na formulação de Bacha (1982) tornou-se conhecido no Brasil e esteve vigorosamente na pauta do debate econômico desde seu aparecimento.

Desse modo, com as breves palavras sobre o papel da demanda agregada efetiva, que recuperada de Malthus, desenvolvida por Keynes, e através das proposições de Kaldor motivaram a vasta literatura que se relaciona com este trabalho, tal como o modelo de dois hiatos. Passaremos então à apresentação formal do modelo de Thirlwall original (1979) e Thirlwall e Hussain (1982) que serão objetos de investigação.

2.1 Resenha da Lei de Thirlwall (1979)

A Lei de Thirlwall (1979), conforme o próprio Thirlwall prefere, bem mais um fato estilizado do que uma lei propriamente, é uma versão dinâmica do multiplicador externo de Harrod (1933), o qual afirma desconhecer à época de seu trabalho inicial. Defende, em termos simplificados, a tese que para haver crescimento sustentando, um país deve apresentar equilíbrio intertemporal em suas transações correntes. Tal equilíbrio além de viabilizar os requisitos de importações para o crescimento; nas suas exportações, cumpre o papel de dinamizador econômico, via os retornos crescentes de escala próprios dos bens com maior elasticidade-renda externa, no que se relaciona com os fatos de Kaldor apresentados.

As exportações, não apenas como causa, mas também como reflexo, evidenciam a posição de um país na divisão internacional do trabalho e sua estrutura através de sua elasticidade-renda externa; daí sua relação, apesar de ser um modelo liderado pela demanda, com as teorias estruturalistas e desenvolvimentistas que tiveram lugar na América Latina à partir das ideias de Prebisch (1950).

Como observam Carvalho e Lima (2008, p58) “as elasticidades-renda associadas ao saldo comercial têm uma natureza à Janus: se, por um lado, são determinantes da demanda agregada, são o reflexo, por outro lado, de uma variedade de fatores em nível de oferta que condicionam a competitividade estrutural da economia”.

Ademais, dado que países como Japão e especialmente exportadores de petróleo apresentam um crescimento abaixo do que seria sua restrição externa, é posta a condição suficiente para que possa haver um conjunto de outros países que absorvem poupança externa como requisito para seu crescimento.

A importância das exportações, em suma, pode ser resumida nos seguintes pontos: (i) as exportações são o único componente estritamente autônomo da demanda, (ii) as exportações geram divisas para toda sorte de pagamentos ao exterior; (iii) as importações cujas exportações viabilizam, são também bens de capital geralmente mais produtivos que os disponíveis domesticamente, bem como demais requisitos não disponíveis internamente.

Desse modo, numa especificação restrita à balança comercial de bens e serviços, e por fim, impondo a não alteração dos termos de troca no longo prazo, apresentamos a Lei de Thirlwall (1979) que é derivada à partir da seguinte igualdade:

$$Pd_t X_t = Pf_t E_t M_t \quad (1)$$

onde: Pd_t é o preço doméstico (preço das exportações em moeda local); Pf_t é o preço externo (preço das importações em moeda estrangeira); X_t são as quantidades físicas exportadas; M_t são as quantidades físicas das importações, e; E_t é a taxa de câmbio nominal e expressa unidade de moeda estrangeira em termos de moeda nacional. Todas as variáveis são função do tempo, o que é indicado pelo índice t .

Uma vez que todas as variáveis em (1) são função do tempo, e, a taxa de mudança do logaritmo de uma variável em relação ao tempo é igual a sua taxa de crescimento proporcional; aplicamos logaritmo natural à igualdade em (1) e derivamos para obter a equação (2). Na qual as letras minúsculas representam a taxa de crescimento das variáveis.

$$pf_t + x_t = pf_t + e_t + m_t \quad (2)$$

A equação característica de demanda por importações em (3) é dada na sua forma multiplicativa tradicional, onde ψ é a elasticidade-preço; ϕ é a elasticidade-preço cruzada das importações; π é a elasticidade-renda das importações, Y_t é a renda doméstica.

$$M_t = (Pf_t E_t)^\psi Pd_t^\phi Y_t^\pi \quad (3)$$

Em termos de taxas de crescimento proporcional das variáveis, da equação (3) obtemos:

$$m_t = \psi(pf_t + e_t) + \phi pd_t + \pi y_t \quad (4)$$

A equação de quantidades físicas de exportação em (5) é caracterizada de maneira análoga à de importação:

$$X_t = \left(\frac{Pd_t}{E_t}\right)^\eta Pf^\delta Z_t^\varepsilon \quad (5)$$

onde η é a elasticidade-preço das exportações, δ é a elasticidade-preço cruzada das exportações, ε é a elasticidade-renda externa, e Z_t é a renda externa.

Em termos de taxas de crescimento proporcionais das variáveis temos:

$$x_t = \eta(pd_t - e_t) + \delta pf_t + \varepsilon z_t \quad (6)$$

Com a substituição das equações (4) e (6) em (2), e, isolando a taxa de crescimento da renda doméstica, tem-se a equação de crescimento do produto com restrição de equilíbrio comercial.

$$y_{bt} = \frac{pd_t(1 + \eta - \phi) - pf_t(1 - \delta + \psi) - e_t(1 + \eta + \psi) + \varepsilon z_t}{\pi} \quad (7)$$

Com relação aos parâmetros do modelo, os mesmos apresentam os seguintes sinais: $\psi < 0$; $\phi > 0$; $\pi > 0$; $\eta < 0$; $\delta > 0$ e $\varepsilon > 0$.

Com base na equação (7), no que se pode procurar a lógica nas próprias equações comportamentais do modelo e nas suas relações, as seguintes conclusões podem ser mencionadas:

- i) O aumento da inflação doméstica, satisfeita a condição $|\eta + \phi| > 1$ em (7) leva à uma redução da taxa de crescimento do produto compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos y_{bt} ;
- ii) O crescimento mais elevado da renda externa z_t , como a redução da elasticidade-renda das importações π , leva à um aumento do produto de equilíbrio y_{bt} ;

- iii) Satisfeita a condição $(\delta + \psi) > 1$, um aumento da inflação externa pf_t , leva ao aumento y_{bt} ;
- iv) Uma desvalorização contínua da taxa nominal de câmbio ($e_t > 0$), satisfeita a condição de Marshall-Lerner, a qual se expressa em $|\eta + \psi| > 1$ no longo prazo, leva à um aumento no crescimento do produto equilibrado y_{bt} .

Admitindo a hipótese simplificadora de que a elasticidade-preço η e elasticidade-preço-cruzada δ da demanda por exportações são iguais em valor absoluto, ou seja, $(\eta = \delta)$; e analogamente, admitindo que a elasticidade-preço ψ e a elasticidade-preço-cruzada ϕ da demanda por importações sejam iguais em valor absoluto, ou seja $(\psi = \phi)$, obtem-se a partir da equação (7) a equação (8):

$$y_{bt} = \frac{(1 - \eta - \psi)(pd_t - pf_t - e_t) + \varepsilon z_t}{\pi} \quad (8)$$

A suposição sobre o câmbio real que faz-se é a de que: $pd_t - pf_t - e_t = 0$, ou seja, de que no longo prazo há paridade no poder de compra. Com isso, obtemos a equação abaixo:

$$y_{bt} = \frac{\varepsilon z_t}{\pi} \quad (9)$$

Ou na forma mais freqüente:

$$y_{bt} = \frac{x_t}{\pi} \quad (10)$$

Assim, o crescimento do produto segundo a Lei de Thirlwall pode ser definido como a razão entre, a elasticidade-renda das exportações vezes o crescimento da renda externa e a elasticidade-renda das importações; ou, analogamente, o crescimento das exportações sobre a elasticidade-renda das importações. Admitindo-se constantes os termos de troca no longo prazo.

A hipótese de não alteração dos termos de troca é considerada forçosa pela teoria neoclássica, uma vez que os preços são para esta, o mecanismo de direcionamento da demanda; no entanto um conjunto de trabalhos corroboram a pouca significância dos preços relativos para o crescimento de longo prazo, e a dominância das elasticidades-renda no processo de crescimento.

Um outro ponto que cabe levantar é que segundo o modelo de Thirlwall original, o crescimento econômico é restrito apenas pela balança comercial de bens e serviços, ou seja, as transações correntes. De modo que não se pode falar em equilíbrio do balanço de pagamentos como um todo, à menos que se pense que não há participação de fluxos de capitais nas receitas externas para equilibrar as transações correntes.

Como veremos no modelo ampliado de fluxos de capitais desenvolvido por Thirlwall e Hussain (1982), especialmente países em desenvolvimento encontram maior restrição nos fluxos de capitais, e o modelo de Thirlwall (1979) pode ser considerado um caso especial do modelo ampliado.

2.2 Resenha de Thirlwall e Hussain (1982)

O modelo de Thirlwall original abriu caminho para um conjunto de trabalhos que se propunham investigar as restrições externas ao crescimento. Estes trabalhos podem ser identificados em duas frentes: aqueles que colocam em evidência as características da oferta doméstica para o crescimento, que é apreendida em última análise pelas elasticidades-renda das exportações comparativamente a das importações; e outra frente, a qual provou maior desenvolvimento teórico e empírico, que se propõe evidenciar e analisar o papel dos fluxos de capitais e seus limites para o alívio da restrição externa e/ou liderança do crescimento propriamente.

O trabalho inicial desse último conjunto de investigações que se desdobra de Thirlwall (1979) é o artigo de Thirlwall e Hussain (1982). Esse trabalho, em face do menor ajustamento da Lei de Thirlwall (ou multiplicador dinâmico de Harrod) à trajetória de crescimento dos países em desenvolvimento, inclui a conta capital como fonte de ingresso de divisas suplementar às exportações para promover igualdade entre as saídas e entradas das mesmas; uma vez que países subdesenvolvidos sistematicamente encontram dificuldades de equilíbrio nas suas transações correntes.

Desse modo, incorporando à análise a conta capital, o modelo ampliado de Thirlwall e Hussain (1982) partindo do desequilíbrio inicial das transações correntes é expresso da seguinte forma:

$$Pd_t X_t + F_t = Pf_t E_t M_t \quad (11)$$

Onde Pd_t é o preço doméstico das exportações; X_t são as quantidades físicas exportadas; Pf_t é o preço das importações em moeda estrangeira; M_t são as quantidades físicas importadas; E_t é a taxa nominal de câmbio expressa em termos de moeda nacional; F_t é o fluxo de capitais medido em moeda doméstica. $F_t > 0$ significa que há influxo de capitais; $F_t < 0$ significa que há afluxo de capitais. $F_t = 0$ significa que há equilíbrio nas transações correntes.

Aplicando logaritmos naturais em ambos os lados da igualdade em (11) e diferenciando em relação ao tempo, obtemos as taxas de crescimento proporcionais das variáveis:

$$\theta(pd_t + x_t) + (1 - \theta)f_t = pf_t + e_t + m_t \quad (12)$$

Uma vez que a participação relativa dos valores exportados e do fluxo de capitais necessários ao equilíbrio com as importações difere, denotemos por θ a contribuição das exportações, e $(1 - \theta)$ a contribuição do fluxo de capitais.

Assumindo a equação multiplicativa com elasticidades constantes de quantidades físicas de exportações em (5), reescrita abaixo:

$$X_t = \left(\frac{Pd_t}{E_t}\right)^\eta Pf_t^\delta Z_t^\varepsilon$$

E sua expressão em termos de crescimento proporcional das variáveis (6), reescrita abaixo:

$$x_t = \eta(pd_t - e_t) + \delta pf_t + \varepsilon z_t$$

Analogamente pra as quantidades físicas de importações em (3), reescrita abaixo:

$$M_t = (Pf_t E_t)^\psi Pd_t^\phi Y_t^\pi$$

E sua correspondente em termos de crescimento proporcional das variáveis (4), reescrita abaixo:

$$m_t = \psi(pf_t + e_t) + \phi pd_t + \pi y_t$$

Assumindo $\eta = \delta$ e $\psi = \phi$; substituindo as equações (4) e (6) em (10), obtemos a taxa de crescimento do produto partindo de uma situação inicial de desequilíbrio do balanço de pagamentos:

$$y^*_{bt} = \frac{(\theta\eta + \psi)(pd_t - e_t - pf_t) + (pd_t - e_t - pf_t) + \theta\varepsilon z_t + (1 - \theta)(f_t - pd_t)}{\pi} \quad (13)$$

O primeiro termo do lado direito fornece o impacto dos preços relativos sobre o balanço de pagamentos; o segundo o efeito dos termos de troca; o terceiro o efeito do crescimento da renda externa, e o quarto o efeito do crescimento real do fluxo de capitais.

Caso não haja mudança nos preços relativos medidos em moeda comum, obtemos a equação acima na seguinte forma reduzida:

$$y^*_{bt} = \frac{\theta\varepsilon z_t + (1 - \theta)(f_t - pd_t)}{\pi} \quad (14)$$

Ou seja, a taxa de crescimento do produto partindo-se de uma situação de desequilíbrio das transações correntes, é uma soma da taxa de crescimento da demanda externa ponderada pela sua participação nas receitas do balanço de pagamentos com o influxo real de capitais, também ponderado pela sua participação relativa nas receitas totais.

Tomando $\varepsilon z_t = x_t$, obtemos a equação (15) abaixo.

$$y^*_{bt} = \frac{\theta x_t + (1 - \theta)(f_t - pd_t)}{\pi} \quad (15)$$

A diferença entre o crescimento efetivo e o restrito y^*_{bt} , poderá ser considerada uma medida do efeito da variação dos termos de troca sobre o crescimento.

Da comparação deste modelo ampliado de fluxos de capitais com a Lei de Thirlwall original, algumas observações são pertinentes:

1. Sem desequilíbrio inicial das transações correntes e sem fluxo de capitais, $\theta = 1$ e $(1 - \theta) = 0$, a equação (15) converte-se na equação (10):

$$y_{bt} = \frac{x_t}{\pi}$$

Denotando que a Lei de Thirlwall (1979) é um caso específico do modelo de Thirlwall e Hussain (1982).

2. Se há desequilíbrio nas transações correntes, mas a taxa de crescimento do fluxo de capitais não se altera, ($f_t = 0$), a taxa de crescimento restrito pelo balanço de pagamentos será conforme segue na equação (16).

$$y_{bt}^{**} = \frac{\theta x_t - (1 - \theta)(pd_t)}{\pi} \quad (16)$$

y_{bt}^{**} é claramente menor do que y_{bt} . Isso se explica pelo fato de que, se há desequilíbrio inicial entre o volume exportado e importado, uma taxa igual de crescimento ente exportações e importações só aumentará a diferença entre as variáveis em valores absolutos. Caso a diferença não for preenchida por um crescimento no influxo de capitais, o crescimento da renda doméstica deverá reduzir-se, de modo que o crescimento das importações seja compatível com a estabilização do déficit nas transações correntes em seus níveis absolutos iniciais de fluxos de capitais. Subtraindo-se da equação (10) a equação com desequilíbrio inicial sem crescimento de fluxo de capitais (16), obtemos a redução em nível absoluto da taxa de crescimento com equilíbrio das transações correntes, com relação à ausência de influxo de capitais num balanço desequilibrado:

$$y_{bt} - y_{bt}^{**} = \frac{(1 - \theta)(pd_t + x_t)}{\pi} \quad (17)$$

3. Se há um déficit nas transações correntes, e há um crescimento do produto que não é inferior ao crescimento de balanço de pagamentos equilibrado, deve haver então um influxo de capitais que compense o diferencial de receitas e despesas das transações correntes. Tomando a igualdade entre a equação de crescimento equilibrado (10) e a equação, vamos dizer assim, de crescimento financiado pelo influxo de capitais (15). Resolvendo para f_t , temos a taxa de crescimento dos influxos que compatibilizam as duas taxas de crescimento do produto:

$$f_t = pd_t + x_t \quad (18)$$

Sem desequilíbrio inicial das transações correntes, o equilíbrio em termos de taxas de crescimento proporcional das variáveis fica definido de acordo com

$pf_t + x_t = pf_t + e_t + m_t$, assim, para a soma ponderada de $(pd_t + x_t)$ e f_t em (12) ser igual a $(pd_t + x_t)$ em (2), f_t deve crescer à mesma taxa que $(pd_t + x_t)$ em (2).

A seguinte análise se depreende: se para um país se parte de um desequilíbrio das transações correntes, a subestimação ou superestimação do multiplicador dinâmico de Harrod, conforme as palavras de Thirlwall (que se identifica com sua própria Lei original (1979)), com relação ao modelo ampliado de fluxos de capitais, se dará segundo a regra: $f_t \geq (pd_t + x_t)$. O grau de subestimação ou superestimação de Thirlwall (1979) em relação ao modelo com influxo de capitais pode ser obtido subtraindo-se da equação (10) a equação (15):

$$y_{bt} - y_{bt}^* = \frac{(1 - \theta)(pd_t + x_t - f_t)}{\pi} \quad (19)$$

Em termos reais: se $f_t - pd_t > x_t$, a Lei de Thirlwall original (1979) irá subestimar o crescimento restrito do produto; se $f_t - pd_t < x_t$, a Lei de thirlwall superestima o crescimento restrito.

Apesar de a introdução da conta capital conferir maior grau de ajuste ao modelo comparativamente à Thirlwall (1979), os teste realizados em Thirlwall e Hussain (1982) apontam para uma pouco considerável participação da conta capital na explicação do crescimento da maioria dos países analisados, também uma baixa participação da variação nos preços relativos. Em termos de modelagem, ainda não contempla nenhum limite ao endividamento, tampouco o pagamento de juros.

Como observa Carvalho (2008):

No entanto, as razões pelas quais essa evidência empírica ocorre não aparecem na especificação do modelo construído em 1982. Ou seja, o modelo considera que o país pode tomar emprestado, à taxa de juros de mercado, qualquer montante de capital, mas não considera que existem restrições ao crescimento permanente aos fluxos de capitais. Uma restrição permanente ao crescimento permanente do fluxo de capitais é que, mesmo havendo um diferencial de juros doméstico e internacional, os investidores não aumentam permanentemente seu portfólio no mesmo país. A segunda restrição — que, pela sua importância, principalmente a partir dos anos 1980, precisava ser incorporada ao modelo — é que existe um limite ao

endividamento. Ou seja, como o endividamento tem custos, existe um limite para um endividamento sustentável.

Desse modo um conjunto de trabalhos se propôs analisar a dinâmica do fluxo de capitais para o crescimento. Thirlwall e McCombie (1997) condicionam a taxa de crescimento de longo prazo a uma trajetória de endividamento estável, no que concluem que quando há persistência de um país na situação de déficit comercial de bens e serviços, a acumulação de dívida vai ganhando progressivamente como seu principal componente, a sua contribuição passiva. Moreno-Brid (1998) também no intuito de impor condição ao endividamento sustentável, o atrela à manutenção de uma relação dívida/PIB. Elliot e Rhodd (1999) incluem explicitamente o pagamento de juros, porém ainda trabalham com o pressuposto de que a restrição pode ser alargada pelo fluxo de capitais, tal qual Thirlwall e Hussain (1982). Ferreira (2001) partindo do quadro básico de Elliot e Rhodd (1999), parte do pressuposto de que um país não pode endividar-se indefinidamente, de modo que no longo prazo prevalece a restrição da conta corrente. Procurando evidenciar o caráter estrutural para o crescimento, formula que os fluxos de capitais contribuem para o crescimento de longo prazo, com a condição de que o serviço de dívida que geram não sejam superiores aos ganhos provenientes de sua modificação nas elasticidades renda, de modo que haja um saldo líquido de crescimento. Por fim, dentre os principais desdobramentos de Thirlwall e Hussain (1982) cabe mencionar também o trabalho de Barbosa-Filho (2001), que partindo do pressuposto keynesiano de que no curto prazo há algum tipo de rigidez de preços, desenvolve um modelo que se propões analisar flutuações de curto prazo do produto, do qual se depreende metas de PIB, câmbio real e superávit comercial compatíveis com o crescimento com restrição do balanço de pagamentos.

3 DADOS DE PAINEL²

3.1 Modelos de regressão com dados de painel

Dados de painel é um tipo de dado combinado, nos quais “a mesma unidade de corte transversal (uma família, uma empresa, um estado) é acompanhado ao longo do tempo. (GUJARATI, 2006, p. 513)”. O que fornece uma dimensão espacial e temporal à análise simultaneamente.

Um conjunto de vantagens advém da utilização desses dados, Segundo Baltagi (2005): maior número de dados de amostra, mais graus de liberdade, maior eficiência, também menos colinearidade e mais variabilidade entre as variáveis. Ainda proporcionam melhor detecção de efeitos do que dados de cortes transversais e séries temporais quando puros; reduzem o viés da agregação de indivíduos e viabilizam análises mais complexas.

Por outro lado, algumas dificuldades são também associadas aos dados de painel, além de dificuldades em sua implementação por conta da própria indisponibilidade de dados em muitos casos. Conforme Hsiao (1986), não raro pode-se observar viesamento de heterogeneidade (que é a não consideração de eventual diferença entre as unidades seccionais e/ou temporais na estimação dos parâmetros); ou ainda viesamento de seleção (não haver aleatoriedade na obtenção da amostra).

De uma maneira geral, o modelo com dados de painéis pode ser assim definido:

$$Y_{it} = \beta_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \beta_{kit}X_{kit} + u_{it} \quad (20)$$

Onde a i -ésima unidade de corte transversal é representada por i e a t -ésima unidade de período de tempo é representada por t . Na suposição de que haja um máximo de N unidades de cortes transversais e T períodos de tempo, o mínimo de observações é dado por $N \times T$. Os subscritos que variam de 1 à K correspondem às variáveis explicativas do modelo. Dos parâmetros β , β_{1it} é o intercepto, os demais são coeficientes angulares do modelo.

Em forma matricial, os componentes do modelo para unidade de corte transversal são:

² Capítulo metodológico baseado no trabalho: GOMES, F. A. **Relação entre crescimento econômico e impactos ambientais:** uma análise da Curva Ambiental de Kuznets. O qual teve como orientador o Prof. Dr. Milton Biage, que orienta também este trabalho.

$$Y_i = \begin{bmatrix} Y_{i1} \\ Y_{i2} \\ \vdots \\ Y_{it} \end{bmatrix} \quad (21), \quad \beta_{1i} = \begin{bmatrix} \beta_{1i1} \\ \beta_{1i2} \\ \vdots \\ \beta_{1i3} \end{bmatrix} \quad (22), \quad \beta_i = \begin{bmatrix} \beta_{2i1} \beta_{3i1} \dots \beta_{ki1} \\ \beta_{2i2} \beta_{3i2} \dots \beta_{ki2} \\ \vdots \vdots \vdots \\ \beta_{2it} \beta_{3it} \dots \beta_{kit} \end{bmatrix} \quad (23),$$

$$X_i = \begin{bmatrix} X_{2i1} X_{3i1} \dots X_{ki1} \\ X_{2i2} X_{3i2} \dots X_{ki2} \\ \vdots \vdots \vdots \\ X_{2it} X_{3it} \dots X_{kit} \end{bmatrix} \quad (24), \quad \text{e} \quad u_i = \begin{bmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{it} \end{bmatrix} \quad (25)$$

Numa denominação matricial, Y_{it} são vetores de dimensão $(T \times I)$, contendo respectivamente T variáveis dependentes e T termos de erro. A matrix de variáveis explicativas do modelo, contendo as X_i variáveis tem dimensão $(K \times T)$. A matriz dos parâmetros β_i são dos coeficientes angulares a serem estimados.

A suposição dos modelos estáticos é de que não há dependência entre as variáveis explicativas e os termos de perturbação. Nesses modelos a heterogeneidade pode residir na estrutura dos termos de perturbação (u), ou nos próprios coeficientes de regressão (β), podendo ser apresentada em sete diferentes especificações, segundo Marques (2000).

O modelo de painel constante, obtido por Modelo de Regressão Simples é a primeira forma. Nestes modelos considera-se que o comportamento (as relações de causalidade) são uniformes para todos os indivíduos ao longo do tempo e das unidades de corte transversal. Não é contundo um método de estimação de painel propriamente.

O Modelo de Regressão Individual é a segunda forma. Apesar dos coeficientes serem constantes ao longo do tempo, são diferentes para cada indivíduo. Esse modelo produz, contudo, um número muito elevado de coeficientes e não contempla a interdependência entre as decisões individuais.

A terceira forma é o modelo *Seemingly Uncorelated Regression (SUR)*. Este modelo apresenta como diferença com o Modelo de Regressão Individual, a propriedade de suportar a existência de fatores não observáveis, expressos nos termos de erro (u), nos indivíduos, que podem afetar um ou mais indivíduos ao mesmo tempo e gerar interdependência entre as decisões individuais. Quando T for muito pequeno e N muito grande, há um problema para o modelo devido ao excessivo consumo de graus de liberdade.

A quarta forma é a análise de covariância, ou modelo de efeitos fixos. Esse modelo considera iguais os coeficientes angulares (β), mas confere interceptos diferentes para cada indivíduo. Conciliando a interdependência e a heterogeneidade com maior facilidade de estimação. Considera-se nesses modelos que os indivíduos apresentam fatores determinísticos

específicos de caráter político ou econômico que causam efeitos de impactos autônomos sobre os indivíduos ao longo do tempo.

A quinta forma são os modelos com componentes da variância, Modelos de Efeitos Aleatórios. A diferença com o modelo anterior é que nele os efeitos ao longo do tempo sobre os indivíduos se dão de forma aleatória, e não determinística. Assim, introduz no termo de erro a heterogeneidade individual.

A sexta forma é o Modelo de Coeficientes aleatórios. A aleatoriedade é estendida para todos os coeficientes do modelo, acrescentando uma heteroscedasticidade das perturbações individuais, em outros termos, todos β_i possuem para cada diferente i um componente aleatório.

Por fim, a sétima forma é o Modelo *Time Series Cross Section* (TSCS), de Kmenta. Este difere de todos os demais, pois muda a estrutura das matrizes de covariâncias e variâncias dos termos de perturbação. De modo que origina diferentes justificações para a heterogeneidade dos dados. Adequado para painéis com um número reduzido de indivíduos em face de um número grande de períodos de tempo.

De todas as possíveis formas de especificação das heterogeneidades, os modelos de efeitos fixos e de efeitos aleatórios são os de mais comum utilização. De modo que cabe aqui uma discussão mais detalhada dos mesmos.

3.2 Modelos de Efeitos Fixos

Os modelos de efeitos fixos pretendem controlar os efeitos de variáveis omitidas e que variam entre os indivíduos ao longo do tempo. Para cada indivíduo i há um intercepto diferente, respeitando a heterogeneidade entre os indivíduos, porém constantes no tempo. Os coeficientes angulares, além de também constantes no tempo, são constantes ao longo das unidades de cortes transversais. Conforme especificação de Gujarati (2006):

$$Y_{it} = \beta_{1i} + \beta_2 + \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad (26)$$

Onde β_{1i} refere-se ao parâmetro do intercepto, β_k ao coeficiente angular correspondente à k -ésima variável explicativa do modelo e u_{it} a perturbação estocástica.

Uma vez que β_i representa o intercepto para cada indivíduo e os outros coeficientes são iguais para todos os indivíduos ao longo do tempo, o intercepto β_{1i} captura todas as

diferenças entre os indivíduos. Por isso o intercepto pode ser considerado como representativo dos efeitos das variáveis omitidas no modelo.

Para que se faça o intercepto variar para cada variável i é necessário o uso da técnica das variáveis binárias de intercepto diferencial, as variáveis *dummies*. Método que é também chamado *LSDV* (*Least Square Dummy Variables*). Segundo Duarte, Lamounier e Takamatsu (2007), havendo pequenas variações o modelo é assim definido:

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_k X_{kit} + \alpha_1 D_{1i} + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \alpha_n D_{ni} + u_{it} \quad (27)$$

Onde a variável binária para cada indivíduo é representada por D_{ni} e equivale a um (1) quando $i=n$ e a zero (0) quando do contrário. Da forma descrita acima, porém, incorre-se no problema de multicolinearidade perfeita, a chamada armadilha das variáveis binárias. A única saída é a eliminação de uma variável binária — ou o intercepto (GUJARATI, 2006). Portanto, a apresentação do modelo é a seguinte:

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_k X_{kit} + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \alpha_n D_{ni} + u_{it} \quad (28)$$

Quando $i=1$, o intercepto é dado por $\beta_1 = \alpha_1$. Para $i \geq 2$, o intercepto é dado por $\beta_1 + \alpha_i$. Estima-se com uso dos Mínimos Quadrados Ordinários, no que é possível obter estimativas consistentes e não viesadas, pois o modelo pressupõe que os erros possuem distribuição normal, variância constante e não são correlacionados. (DUARTE; LAMOUNIER; TAKAMATSU, 2007).

No modelo anteriormente proposto foi estabelecido que as variáveis Binárias diferem pra cada indivíduo, porém permanecem constante no tempo. O modelo de efeitos fixos será também feito com relação ao tempo. Para isso deve se estabelecer o contrário, que as variáveis binárias variem no tempo, porém não através das unidades de corte transversal.

Estabelecido o modelo, deve-se compará-lo com o modelo *polled* (a primeira especificação, na qual todos os dados são agregados). Este modelo mais simples é chamado de modelo restrito (em relação ao modelo com *dummies*).

Para tal verificação é utilizado o teste F restrito. O qual verifica se os interceptos são diferentes entre os indivíduos. Segundo Griffiths, Hill e Judge (1993):

$$H_0: \beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{1k}$$

H_1 : os interceptos β_{1k} não são todos iguais

Segundo Gujarati (2006), o teste através da estatística F , será dessa forma:

$$F = \frac{(SSE_R - \sum SSE_{UR}) / (n - 1)k}{\sum SSE_{UR} / n(T - k)} \quad (29)$$

Onde o subscrito UR representa o modelo com *dummies* e o subscrito R , o modelo pooled. SSE é a soma dos quadrados dos resíduos; T é o total de anos; n é o total de países; k é o total de parâmetros.

Segundo Wooldridge (2002), o *LSDV* é adequado especialmente para os casos em que as variáveis sofram influência de fatores heterogêneos dos indivíduos, uma vez que o método dos efeitos aleatórios tem como pressuposto a ausência de impactos sobre as variáveis explicativas. Ademais, é considerado o mais adequado quando pretende-se no estudo fazer inferências sobre a população à qual estes indivíduos pertencem.

Wooldridge (2002) ainda ressalta que, apesar de $\hat{\beta}_{1i}$ não ser viesado, não é consistente quando o número de indivíduos observados não é muito grande, porque ao adicionar indivíduos acrescentam-se novos coeficientes α_i . De modo que os estimadores de α_i serão melhores tanto quanto maiores forem os períodos observados.

O modelo de efeitos fixos é a melhor opção para modelar os dados em painel, quando o intercepto, α_i , é correlacionado com as variáveis explicativas em qualquer período de tempo. Além disso, como o intercepto do modelo é tratado como um parâmetro fixo, também é desejável usar efeitos fixos quando as observações são obtidas de toda a população e o que se deseja fazer são inferências para os indivíduos dos quais dispõe-se de dados.” (DUARTE; LAMOUNIER; TAKAMATSU, 2007, p.8).

Gujarati (2006) faz o seguinte resumo das ressalvas para o uso do modelo *LSDV*: os graus de liberdade reduzem-se com um grande número de variáveis binárias; a possibilidade de multicolinearidade aumenta, dado o grande número de variáveis no modelo; com a inclusão de variáveis constantes no tempo, a identificação de seus efeitos não é possível no modelo; conclusões e inferências enganosas podem originar-se da suposição de que u_{it} seja homocedástico.

A situação de heteroscedasticidade das perturbações u_{it} é precisamente o que será abordado na próxima seção com o Modelo de Efeitos Aleatórios.

3.2 Modelos de Efeitos Aleatórios

Tanto o modelo *LSDV* como o modelo de efeitos Aleatórios trabalham com a suposição básica de que há variabilidade dos interceptos ao longo das unidades de cortes transversais, e que os coeficientes angulares são constantes através dos indivíduos; e que ambos os coeficientes, intercepto e inclinação, são constantes através do tempo. A diferença crucial entre os dois modelos, no entanto, reside no tratamento dado ao cálculo do intercepto. (DUARTE; LMOUNIER; TAKAMATSU, 2007).

Ao passo que o Modelo de Efeitos Fixos considera o intercepto como um parâmetro fixo, o modelo de efeitos aleatórios o trata como variáveis aleatórias. Gujarati (2006) coloca a seguinte questão: “Se as variáveis binárias representam de fato uma falta de conhecimento sobre o (verdadeiro) modelo, porque não expressar essa falta de conhecimento por meio do termo de erro u_{it} ? (p.521)

Dentre as vantagens do uso dessa forma de especificação, nos são apontados por Marques (2000) as seguintes: possibilidade do uso de base de dados de qualquer dimensão; a inferência se dá com base nos testes de hipóteses usuais; também o quadro econométrico tradicional serve às soluções dos problemas e dificuldades eventuais; exige-se pouco domínio, relativamente ao *LSDV*, de pacotes econométricos.

Cada indivíduo i é uma amostra de um universo. De modo que, em lugar de tratar β_{1i} como fixo, faz-se a imposição de que tenha o comportamento de uma variável aleatória. Seu valor médio é β_1 , com variação à depender do comportamento da unidade, segundo um termo de erro aleatório ε_i (com média zero e variância σ_ε^2). Conforme Gujarati (2006), no modelo:

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_{kit} X_{kit} + \varepsilon_i + u_{it}$$

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_{kit} X_{kit} + \omega_{it} \Leftrightarrow \omega_{it} = \varepsilon_i + u_{it} \quad (30)$$

Uma vez que o termo de erro ω_{it} é composto, consite da soma dos elementos ε_i (termo de erro das unidades de cortes transversais) e u_{it} (termo de erro que combina perturbações da série temporal com o corte transversal), é também este modelo chamado de modelo de componente de erros. Como pressuposto, não há autocorrelação no termo ε_i , e o mesmo também não é correlacionado com u_{it} . Contudo, ε_i não é diretamente observado, de modo que é uma variável latente. (GUJARATI, 2006).

O termo de erro ω_{it} é também homocedástico. Assim, se tomarmos dois períodos t diferentes para um mesmo indivíduo, a correlação entre as duas observações será igual, independente da distância temporal que os separe. Além disso, todos os indivíduos apresentam a mesma estrutura de correlação, apesar de que os erros de diferentes unidades de cortes transversais no mesmo instante sejam não correlacionados, em outras palavras, não há correlação contemporânea. (GUJARATI, 2006).

A homocedasticidade da perturbação estocástica é uma das premissas para a estimação por método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Como o Modelo de Efeitos Aleatórios implica uma correlação entre os termos de erro, o MQO neste caso se torna ineficiente. Por isso, o método mais adequado vem a ser o Método de Mínimos Quadrados Generalizados (FGLS).

Segundo Maddala (2001), o estimador *FGLS* pode ser expresso da seguinte maneira:

$$\hat{\beta}_{FGLS} = \frac{W_{XY} + \theta\beta_{XY}}{W_{XX} + \theta\beta_{XX}}, \quad \text{onde } \theta = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + Z\sigma_\varepsilon^2} \quad (31)$$

Z representa os totais das somas dos quadrados e dos produtos, enquanto W representa as somas dos indivíduos.

O Modelo de Efeitos Aleatórios, assim como o Modelo de Efeitos Fixos também pode ser feito com relação às variações no tempo e manutenção dos efeitos através das diferentes unidades de cortes transversais, neste caso, para a perturbação estocástica ε_t .

Duarte, Lamounier e Takamatsu (2007) apresentam um teste que usa o multiplicador de Lagrange para testar o Modelo de Efeitos Aleatórios. Nele, analogamente ao teste para efeitos fixos, compara-se o modelo *pooled* com o Modelo de Efeitos Aleatórios. Para isso, o teste analisa a variância das perturbações estocásticas e é assim apresentado:

$$H_0: \sigma_u^2 = 0$$

$$H_1: \sigma_u^2 \neq 0$$

A estatística do teste é:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n [\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}]^2}{\sum_{t=1}^n \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}^2} - 1 \right]^2 \quad (32)$$

A suposição da hipótese nula é de que LM tenha uma distribuição qui-quadrado com um grau de liberdade. A rejeição de H_0 implica que o Modelo de Efeitos Aleatórios é mais adequado. (DUARTE; LAMOUNIER; TAKAMATSU, 2007).

Dentre as principais vantagens do uso de Modelos de Efeitos Aleatórios está o maior grau de liberdade obtido. Ademais, o termo de erro ε_i representa um conjunto de fatores desconhecidos específicos de cada indivíduo, podendo ser considerado uma “ignorância específica”, assim como o termo de erro u_{it} representa a “ignorância geral” (MADDALA, 2001).

3.4 A Escolha entre Modelos de Efeitos Fixos ou de Efeitos Aleatórios

As pressuposições que se fazem com base na provável correlação entre os regressores X e o componente de erro individual ε_i definem a escolha entre Modelos de Efeitos Fixos ou Aleatórios. Se houver correlação o Modelo de Efeitos Fixos é o mais indicado, se não houver, o de Efeitos Aleatórios. (GUJARATI, 2006).

Caso T seja grande e N pequeno, haverá pouca diferença entre os modelos. Ao passo que se o termo T for pequeno e N grande, a aleatoriedade da amostra, então, deve ser verificada. Por exemplo, caso se utilizasse num modelo todos os países do mundo, não haveria aleatoriedade na amostra e o melhor modelo seria o de Efeitos Fixos (GUJARATI, 2006).

Em particular, no caso de se estar a estudar um grupo de N países, toda a inferência terá que ser condicional em ordem ao grupo específico sob observação. Ou seja, na generalidade dos estudos macroeconômicos, Por ser impossível uma amostra de N países como uma seleção aleatória de uma população com dimensão tendencialmente infinita, tanto mais que representarão com grande probabilidade a quase totalidade da população em estudo, torna-se evidente que a escolha acertada é a especificação com efeitos fixos, como é defendido em Judson e Owen (1996)³ (MARQUES, 2000, p.9)

Hausman em 1978, todavia, desenvolveu um teste para orientar a escolha entre os dois modelos. O teste de Hausman verifica se existe correlação entre o componente de erro individual ε_i e os regressores X , que responde pela principal diferença entre os modelos.

³ JUDSON, Ruth A. & OWEN, Ann L. Estimating Dynamic Panel Data Models: A Practical Guide for Macroeconomists. Federal Reserve Board Governors, jan. 1996.

Com uma distribuição qui-quadrado (χ^2), o teste de hipótese é definido como segue:

$$H_0: Cov(\varepsilon_i, x_{it}) = 0$$

$$H_1: Cov(\varepsilon_i, x_{it}) \neq 0$$

Ao se rejeitar a hipótese nula de que não há correlação entre ε_i e x_{it} , considera-se o Modelo de Efeitos Fixos mais eficiente e consistente. Do contrário, na ausência de correlação, é indicado utilizar o Modelo de Efeitos Aleatórios.

Para este teste, a estatística de Hausman é a que segue:

$$H = (\hat{\delta}_{EF} - \hat{\delta}_{EA})' [Var(\hat{\delta}_{EF}) - Var(\hat{\delta}_{EA})]^{-1} (\hat{\delta}_{EF} - \hat{\delta}_{EA}) \quad (33)$$

Onde o vetor dos estimadores do modelo com efeitos fixos é denotado por $\hat{\delta}_{EF}$, $\hat{\delta}_{EA}$ é o vetor dos estimadores do modelo com efeitos aleatórios, $Var(\hat{\delta}_{EA})$ é a matriz variância-covariância dos estimadores $\hat{\delta}_{EA}$.

Com as pressuposições de cada um dos dois modelos e o uso do teste de Hausman, temos condições de escolher qual o mais ajustado aos dados disponíveis. Ao que Gujarati (2006) observa:

Apesar do teste de Hausman, é importante ter em mente a advertência de Johnson e Dinardo. Ao decidir entre o modelo de efeitos fixos e o de efeitos aleatórios, eles argumentam que ‘... não há uma regra simples para auxiliar o pesquisador a navegar entre o Cila dos efeitos fixos e o Caribdis dos erros de medição e seleção dinâmica. Embora sejam um aperfeiçoamento dos dados de corte transversal, os dados em painel não oferecem uma cura milagrosa para todos os problemas do econometrista.’⁴ (GUJARATI, 2006)

⁴ JOHNSON, Jack & DINARDO, John. *Econometrics Method*. 4. Ed. McGraw-Hill, 1997, p.403.

3.5 Testes para avaliar a viabilidade dos modelos

3.5.1 A Multicolinearidade

A multicolinearidade existe quando duas ou mais variáveis apresentam dependência linear entre si (colinearidade no caso que envolve apenas duas variáveis). Dependendo do grau de dependência entre elas. A multicolinearidade pode ser baixa, alta ou perfeita.

Segundo Gujarati (2006), isso é um dado da natureza, em algum grau as coisas tendem a ter alguma correlação. Por exemplo, variáveis como renda e riqueza, as quais comumente explicam o consumo, guardam também inevitavelmente alguma relação entre si.

Como nos informa Gujarati (2006):

Se a multicolinearidade for perfeita (...), os coeficientes de regressão das variáveis X são indeterminados e seus erros-padrão, infinitos. Se a multicolinearidade for menos que perfeita (...), os coeficientes de regressão, embora determinados, terão grandes erros-padrão (em relação aos próprios coeficientes), o que significa que os coeficientes não podem ser estimados com grande precisão ou exatidão.” (GUJARATI, 2006, pp. 277-8)

Assim, oriundos da multicolinearidade, problemas de inferência podem surgir, como: considerar significativos com base no teste de hipótese, coeficientes que na verdade não o são; ou obter intervalos de confiança excessivamente grandes para os mesmos, inviabilizando uma previsão, por exemplo.

A multicolinearidade é para o modelo, algo equivalente a se ter um número reduzido de dados na amostra, ou pouca variabilidade nas variáveis explanatórias. Que podem ser também causas da multicolinearidade em alguns casos. (GUJARATI, 2006).

Conforme Gujarati (2006), apesar de não haver um teste definitivo para a detecção de multicolinearidade, alguns indícios podem ser observados: não haver significância local dos coeficientes angulares na presença de um alto R^2 no modelo, é um deles.

A presença de multicolinearidade pode ser avaliada através da regra prática de Kilen (GUJARATI, 2006): se estimado cada X_i conta os demais, todos os R_i^2 forem maiores do que o R^2 , então há um sério problema de multicolinearidade.

Outra regra prática é pelo *Fator de Inflação da Variância (FIV)*. Dado o coeficiente de correlação r_{23} entre X_1 e X_2 , tem-se a forma pela qual é afetada a covariância entre os coeficientes angulares do modelo. Quanto maior r_{23} , maior a covariância entre eles, chegando ao infinito (caso $r_{23} = 1$). O *FIV* mostra a velocidade com que a covariância aumenta, devido

ao aumento da correlação entre as variáveis explanatórias. Uma variável com *FIV* superior a 10 é altamente colinear. Dada a fórmula do *FIV*:

$$FIV = \frac{1}{(1-r_{23}^2)} \quad (34)$$

Para alguns econométricos, o melhor método de estimação da multicolinearidade é o Índice Condicional (IC). Gerado diretamente pelos softwares estatísticos, é assim definido:

$$IC = \sqrt{\frac{\text{autovalor máximo}}{\text{autovalor mínimo}}} \quad (35)$$

Os autovalores são escalares de autovetores (obtidos da álgebra de matrizes). Uma regra, é que se *IC* estiver entre 10 e 30, a multicolinearidade será de moderada à forte, se for maior que 30, será grave.

Gujarati (2006) diz:

Não se pode fazer grande coisa a respeito, pois a multicolinearidade é específica de uma amostra sobre a qual o pesquisador pode não ter muito controle, especialmente se os dados forem de natureza não experimental – o que é a sina comum dos pesquisadores das ciências sociais [, como é o caso deste trabalho].”(GURAJATI, 2006, pp.292)

A questão crucial com relação à multicolinearidade é descobrir o grau de sua existência no modelo, algumas regras práticas podem ser usadas para diminuir este grau. Dentre as principais: obter informações adicionais da teoria com a qual se trabalha, omitir variáveis com alto grau de colinearidade, adicionar novos dados no modelo, ou mesmo transformar os dados, por diferença, por exemplo. (GUJARATI, 2006).

3.5.2 A heteroscedasticidade

Igual variância (σ^2) dos termos de erros (u_i), ou seja, homocedasticidade, é uma das premissas clássicas do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Quando algum fator provoca mudanças entre as variações dos diferentes u_i termos de erro, diz-se estar na presença de heteroscedasticidade.

Conforme Gujarati (2006): curvas de aprendizagem (onde os erros de comportamento diminuem com o tempo), aperfeiçoamento das técnicas de coleta de dados, especificação incorreta do modelo, assimetria na distribuição dos regressores, ou incorreta transformação de dados, podem ocasionar heteroscedasticidade.

Na presença de heteroscedasticidade, deve-se usar o método de estimação por Mínimos Quadrados Generalizados (FGLS).

Este método dá menor ponderação às observações provenientes de populações com maior variabilidade nos dados, minimizando a soma ponderada dos quadrados residuais:

$$\min \sum \omega_i \hat{u}_i^2 = \sum \omega_i (Y_i - \hat{\beta}_1 X_{0i} - \hat{\beta}_2 X_i)^2 \Leftrightarrow \omega_i = \frac{1}{\sigma^2} \quad (36)$$

A persistência no uso de MQO levaria a inferências enganosas, que subestimariam ou superestimariam os valores populacionais dos parâmetros. De modo que a heteroscedasticidade seria um grande problema, caso não se recorra para técnicas corretivas.

Segundo Gujarati (2006):

Não há regras firmes prontas para detectar a heteroscedasticidade, mas apenas algumas regras práticas. (...) Na maioria dos casos de pesquisas econométricas, heteroscedasticidade é um caso de intuição, palpites baseados em informações, experiências empíricas anteriores ou pura especulação.” (GUJARATI, 2006, pp. 323)

A detecção de heteroscedasticidade pode ser feita com uso de métodos informais e também formais. Informalmente, é possível verificar a natureza do problema. Caso estudos anteriores tenham se deparado com heteroscedasticidade, estudos seguintes provavelmente também a encontrarão. Outra forma é o método gráfico. Plota-se um gráfico com os termos de erros quadrados estimados contra \hat{Y} ou X . Caso eles mostrem um comportamento simétrico, sugere-se a existência de heteroscedasticidade. Os principais testes formais são o de Breusch-Pagan-Godfrey e o de White.

O teste de Breusch-Pagan-Godfrey (BPG) consiste de seis etapas. Primeiro estima-se u_i . Segundo passo é obter:

$$\tilde{\sigma}^2 = \sum \hat{u}_i^2 / n \quad (37)$$

Terceiro passo é construir uma variável p_i definida como:

$$p_i = \frac{\hat{u}_i^2}{\tilde{\sigma}^2} \quad (38)$$

Quarto, faz-se a regressão do p_i sobre as variáveis explanatórias X :

$$p_i = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \dots + \alpha_m X_{mi} + v_i \quad (39)$$

Quinto passo é obter a soma dos quadrados explicados pelo modelo (SQE), onde *asy* significa assintoticamente, isto é, para grandes amostras:

$$\theta = \frac{1}{2} (SQE) \Leftrightarrow \theta_{\tilde{a}sy} X_{m-1}^2 \quad (40)$$

Por fim, um teste de hipótese é realizado para verificar sua validade estatística. Se θ calculado for maior que o valor crítico de X^2 ao nível de significância escolhido, pode-se rejeitar a hipótese de homocedasticidade.

O teste geral de heteroscedasticidade de White pode ser considerado um teste puro, no sentido de que não depende de premissa de normalidade como o anterior, porém, envolve o consumo de muitos graus de liberdade ao se trabalhar com muitas variáveis explanatórias. Sendo composto de quatro etapas. Num exemplo envolvendo três variáveis apenas:

Primeiro, estima-se \hat{u}_i . Posteriormente, calcula-se a regressão auxiliar:

$$\hat{u}_i = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \alpha_4 X_{2i}^2 + \alpha_5 X_{3i}^2 + \alpha_6 X_{2i} X_{3i} + v_i \quad (41)$$

Terceiro, deve-se obter o R^2 desta regressão, multiplica-se por n e supõe-se distribuído da forma que segue:

$$n \cdot R^2 \sim X_{gl}^2 \quad (42)$$

Um quarto passo é testar o valor X^2 crítico. Caso o X^2 obtido seja superior ao valor crítico, conclui-se que há heteroscedasticidade.

A correção da heteroscedasticidade pode se dar de duas formas, conforme o conhecimento ou não da variância. Quando se conhece σ^2 , usa-se o *FGLS*. Quando σ^2 não é conhecido, pode-se utilizar as correções estabelecidas por *White* para amostras grandes. Os

estimadores de erro-padrão com a correção da heteroscedasticidade de *White* são os conhecidos como erros-padrão robustos e são obtidos rapidamente pelos softwares econométricos.

Executar transformação no modelo a partir do estabelecimento de pressuposição com respeito à heteroscedasticidade também é um recurso. Primeiro, supondo que a variância do erro é proporcional a X_i^2 . Ou segundo, que é proporcional a X_i . Terceiro, que é proporcional ao quadrado do valor médio de Y . E quarto, que a transformação logarítmica reduz a heteroscedasticidade na comparação com o modelo original.

Alguns problemas podem advir de tais procedimentos: se tivermos um modelo com mais de uma variável explicativa, não é possível saber a priori qual deve ser escolhida para a transformação dos dados; só é válida a transformação logarítmica para valores das variáveis quando maiores que zero; a transformação dos dados pode gerar correlação espúria, ou seja, a observação de correlação onde na verdade não há. Rigorosamente, essas transformações são válidas apenas para grandes amostras.

Finalizando esta seção, com respeito à gravidade do problema da heteroscedasticidade para as estimações, Gujarati (2006):

Quando o problema da heteroscedasticidade deveria realmente preocupar? (...) '[A] heteroscedasticidade nunca foi motivo para jogar fora um modelo que, sob outros aspectos, é bom.'⁵ Talvez seja útil ter em mente a advertência feita por John Fox: '... só vale a pena corrigir as variâncias desiguais do erro quando o problema é grave.'⁶ (GUJARATI, 2006, pp.292)

⁵ MANKIW, Gregory. "A Quick Refresher Course in Macroeconomics". *Journal of Economic Literature*, vol. XXVIII, dez. 1990, p.1648.

⁶ Fox, John. *Applied Regression Analysis, Linear Models, and Related Methods*. Califórnia: Sage Publications, 1997, p.306.

4 O MODELO E RESULTADOS OBTIDOS

Neste capítulo iremos apresentar os resultados de modelos de regressão, obtidos para um conjunto de 38 países pertencentes aos respectivos grupos: G20, Latino Americanos, e Asiáticos. Apesar da heterogeneidade intrínseca existente mesmo intra-grupo, pretende-se comparar o comportamento dos grupos de países, tal que se possa verificar se os fluxos de capitais para países em desenvolvimento, marcadamente os Latino Americanos e alguns países asiáticos, têm papel relevante no crescimento. Conforme levantado na investigação de Thirlwall e Hussain (1982), os países em desenvolvimento, diferentemente de países mais desenvolvidos, representados pelo G20, não poderiam financiar o seu crescimento de forma autônoma. Contrariamente, países desenvolvidos exigiriam, segundo a teoria, menor participação dos fluxos de capitais para o seu crescimento. Um exemplo típico é o caso de países exportadores de petróleo que apresentam certa independência de influxos de capitais externos para o seu crescimento.

De uma forma geral, segundo Thirlwall e Hussain (1982), as exportações teriam participação considerável no crescimento de todas as economias, contudo, para os países subdesenvolvidos, os superávits provenientes das exportações são insuficientes para conduzir, por si só, um crescimento sustentado da economia, sendo necessária a injeção adicional de capital externo. Estas suposições sobre o comportamento do crescimento serão aqui analisadas, com base em resultados econométricos de regressão de painéis.

Nos modelos de regressão de painéis realizados, estimou-se, segundo à Eq. (13), o impacto das variáveis preços domésticos, preços externos, taxa de câmbio nominal, fluxos de capitais, e exportações sobre o produto interno bruto dos países. Realizou-se estimativas de um conjunto de modelos de painéis, entre os quais: modelos de painéis de efeitos fixos, de efeitos randômicos e efeitos combinados (modelo pooled) e modelos de regressão para os países individualmente. Todas as estimativas foram realizadas, utilizando o estimador Generalized Least Squares (GLS), tendo em vista a presença de heteroscedasticidade na distribuição das variáveis explanatórias inclusas nos modelos, conforme será discutido posteriormente.

4.1 A base de dados

Os dados utilizados no trabalho têm como fonte *Indicadores para Desenvolvimento Mundial (World Development Indicators, WDI)*, compilados pelo Banco Mundial (2010); também, do *World Economic Outlook (WEO)* (outubro de 2010), compilados pelo Fundo Monetário Internacional (FMI). Algumas séries foram completadas com dados do IPEADATA, compilados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA); e outros, finalmente, foram obtidos no site do Banco Central do Brasil.

Deve ser enfatizado que as complementações feitas, a partir das fontes IPEADATA e Banco Central do Brasil, foram para alguns poucos anos mais recentes de algumas séries, por exemplo, o câmbio do país Lao e da Turquia no ano de 2009, por conta de indisponibilidade dos dados nas duas primeiras bases mencionadas. Em todos os casos, onde uma série foi complementada com fontes de dados diferentes, utilizou-se como critério a comparação do desenvolvimento ao longo do tempo e verificando se ambas apresentaram uma trajetória bastante aproximadas para os períodos que as mesmas eram disponíveis nas duas bases.

Os anos selecionados foram os anos de 1980 à 2009. Uma vez que este trabalho investiga a relação entre taxas de crescimento das variáveis, o período em análise se estende entre 1981 e 2009.

4.2 Modelagem e variáveis

Reiteramos sobre as estimativas aqui realizadas, que não realizamos estimativas em níveis do crescimento do produto, em função dos níveis de exportação, dos fluxos de capitais e números índices dos níveis de preços internos, externos e taxa de câmbio, mas realizamos as estimativas em termos de taxas de variações de todas as variáveis, conforme a Equação (13) do modelo de Thirlwall e Hussain (1982). Este procedimento permite reunir evidências através de dados de painel, com a finalidade de verificar se algumas das variáveis arroladas nos trabalhos mencionadas contribuem para o crescimento do PIB da forma esperada, segundo a *export-led-growth*.

Assim, conforme a Equação (13), representando modelo Thirlwall e Hussain (1982), a de regressão que representa o crescimento do produto interno bruto de cada país pode, de forma geral para um modelo de painel, ser escrita conforme segue:

$$Y_{it} = \beta_{1it} + \beta_{Pdit}Pd_{it} + \beta_{Pfit}Pfit + \beta_{Eit}E_{it} + \beta_{Fit}F_{it} + \beta_{Xit}X_{it} + u_{it} \quad (43)$$

Onde Y_{it} é a taxa de crescimento proporcional da variável produto interno produto de cada país i (denotado nas estimativas do programa computacional como PIB_DOM), Pd a taxa de variação da variável índice de preços ao consumidor (denotada como IPC_DOM); Pf a taxa de variação da variável índice de preços externos (utilizou-se neste trabalho como variável índice de preços externos, o índice de preços ao consumidor do G7, dado a grande proporção no volume de comércio mundial representado por este grupo de países); E representa a taxa de crescimento da taxa nominal de câmbio, denotado no programa computacional também como ER (utilizou-se neste trabalho a taxa de câmbio oficial, conforme definida pela autoridade monetária de cada país); F é a taxa de crescimento dos fluxos de capitais, neste trabalho tal variável é restrita apenas ao saldo líquido da conta de transferência de capital e saldo líquido da conta de investimentos estrangeiros diretos, pertencentes à conta capital e financeira do balanço de pagamentos, denotadas por FDI; por fim, X é a taxa de crescimento das exportações de bens e serviços.

As variáveis Y , FDI e X se encontram em termos nominais, de modo que seus valores reais podem ser obtidos, deflacionando-as pelo IPC norte americano, uma vez que foram calculadas com base em valores expressos em dólares estadunidenses. Contudo, não sentimos a necessidade de trabalhar com variáveis em valores reais, pois uma das finalidades do modelo é exatamente levantar impactos de níveis de preços domésticos e internacionais sobre as performances do produto interno das economias, entretanto, subtendemos que as variabilidades dos níveis de preços das economias são fundamentalmente de caráter inflacionário.

Os sinais dos coeficientes, conforme a Lei de Thirlwall (1979) e Thirlwall e Hussain (1982) são esperados como segue abaixo:

- O coeficiente do índice de preço doméstico dividido pelo índice de câmbio espera-se ser negativo, pois um aumento dos preços internos relativo aos preços externos levaria a um aumento de importações e conseqüente redução do PIB segundo a teoria. Contudo, diferentemente, na análise do modelo aqui esquematizado, quando se trata somente o impacto do preço interno sobre o produto interno, então, entendemos que este efeito é devido somente ao impacto inflacionário sobre o produto interno, causando um efeito positivo sobre produto interno, induzindo um coeficiente positivo;

- O coeficiente do índice de preço externo, segundo a teoria, é esperado com sinais positivos, pois, por um lado, um aumento dos preços externos levaria ao aumento das exportações, mas este efeito é captado pela variável nível de exportações, contudo, por outro lado, o aumento dos preços dos produtos externos pode induzir um aumento inflacionário dos produtos exportáveis, então, o seu impacto sobre o crescimento pode também ser considerado inflacionário, uma vez que a variável dependente é a taxa de crescimento do produto expressa em termos nominais;
- O coeficiente índice nominal de câmbio é esperado ser negativo, tendo em vista que o PIB encontra-se em dólares americano. Neste caso, quando acontecer a depreciação da moeda domestica, então, temos um impacto negativo nas receitas em dólares, o que induz que o coeficiente desta variável seja negativo;
- O coeficiente da taxa de crescimento dos fluxos de capitais, segundo Thirlwall e Hussain (1982) é esperado ser positivo. Pois significa aumento de divisas e capital para investimento e importações, aliviando a restrição externa ao crescimento. Contudo, no modelo aqui realizado entendemos que os influxos de capitais, contabilmente, aumentam o PIB, causando, portanto, um coeficiente de impacto positivo sobre o PIB nominal;
- Finalmente, o coeficiente da taxa de crescimento das exportações é esperado ser positivo, que de acordo com a export-led-growth, elementos estruturais da economia são também expressos em termos de exportações, contabilmente, sendo positivo, causando um coeficiente de impacto sobre o PIB positivo.

4.2.1 Do teste de Heteroscedasticidade

Para verificar se há dependência entre a variância do termo de erro do modelo e uma ou mais de suas variáveis explicativas, faz-se o teste de heteroscedasticidade. Realizou-se neste trabalho o teste Breusch-Pagan/Cook-Weisberg. Nele é testada a hipótese nula de homocedasticidade, contra a hipótese alternativa de heteroscedasticidade. A estatística do teste segue a distribuição qui-quadrado com $(m-1)$ graus de liberdade. É bom lembrar que a estatística do teste segue a distribuição mencionada assintoticamente. A partir do teste concluiu-se que as variáveis IPC_DOM, IPC_EXT são significativamente heteroscedásticas.

A variável FDI pode ter sua homocedasticidade também rejeitada, mas apenas ao nível de significância de 10%. Segue Tabela (1) com p-valores da estatística de testes:

Tabela (1): Teste Breusch-Pagan/Cook-Weisberg

VARIÁVEIS	RESULTADO	P-VALOR
IPC_DOM	67,76	0,0000
IPC_EXT	17,43	0,0000
ER	0,00	0,9850
FDI	2,79	0,0949
X	0,07	0,7924
Combinado	90,43	0,0000

Fonte: Elaboração própria com base em dados do STATA 10.

Assim, conclui-se pela presença de heteroscedasticidade. O que leva à escolha do estimador Generalized Least Squares (Gujarati, 2006, capítulo 11).

4.2.2 Do Teste de Multicolinearidade

Uma vez que a multicolinearidade é identificada como uma fonte de viesamento de estimação, caracterizada pela dependência linear entre duas ou mais variáveis explicativas num modelo (conforme detalhado na seção 3.5). Realizou-se análise para verificar qual o grau de sua presença no modelo.

Foram utilizadas as técnicas de identificação pelo Fator de Inflação de Variância (FIV) e o Índice Condicional (IC). De acordo com o primeiro, uma FIV superior a 10 significa elevada presença de multicolinearidade; um IC menor do que 10, praticamente sua ausência, e entre 10 e 30 representa uma presença moderada de multicolinearidade. A Tabela (2) apresenta os resultados dos testes de multicolinearidade realizados. Como é possível observar na Tabela (2), segundo os critérios utilizados, não foi identificado problema de multicolinearidade para o modelo.

Tabela (2): Testes de Multicolinearidade

VARIÁVEIS	FIV	IC
PIB_DOM		1,0000
IPC_DOM	1,08	1,3275
IPC_EXT	1,00	1,4936
ER	1,08	1,7583
X	1,00	1,8722
FDI	1,00	3,9141
Média/Total Acumulado	1,03	3,9141

Fonte: Elaboração própria com base em dados do STATA 10.

4.2.3 Dos testes de viabilidade entre os modelos

Os testes de heteroscedasticidade e multicolinearidade foram realizados para, respectivamente, definir qual estimador seria o mais adequado e, verificar se alguma variável deveria ser removida do modelo. O estimador a ser utilizado é o Generalized Least Squares; quanto à remoção de variáveis, não houve necessidade. Agora é necessário definir qual modelo de painel melhor se ajusta aos dados.

O primeiro teste realizado foi no sentido de verificar a possibilidade da esquematização de um modelo de painel com coeficientes constantes (*Pooled Model*), em detrimento de um modelo individual para cada unidade de grupo, no nosso caso, para cada país. Este teste é feito utilizando a equação (29) apresentada no capítulo 3 deste trabalho:

$$F = \frac{(SSE_R - \sum SSE_{UR}) / (n - 1)k}{\sum SSE_{UR} / n(T - k)} \quad (29)$$

O procedimento aqui seguido foi, primeiro, estimar um modelo utilizando simplesmente os dados referente a cada país, adicionando a soma do quadrado dos resíduos para todos os países e estimando, segundo a equação acima, a estatística F e conseqüentemente, o p-valor para a estatística estimada, com os respectivos graus de liberdade para o numerador e denominador, conforme Equação (29). De acordo com o p-valor estimado, da ordem 0,45, sustenta-se a hipótese H_0 , na qual prevalece o modelo de coeficientes constantes.

O segundo teste realizado avalia a viabilidade do Modelo de Efeitos Fixos por Grupo (MEFG), que será a hipótese alternativa de teste, contra o Modelo de Coeficientes Constantes

(MCC) *pooled model*, a hipótese nula. A estatística de teste segue uma distribuição F com características conforme a equação (44) abaixo:

$$F = \frac{(SSE_{efficient} - SSE_{robust})/(n - 1)}{(SSE_{robust})/(nT - n - k)} \quad (44)$$

A estatística F estimada de acordo com fórmula (44) conduziu ao valor 0,3842, que conduz à probabilidade 0,9997. Ou seja, não se rejeita a hipótese nula de que o modelo *pooled* possui maior ajuste que o Modelo de Efeitos Fixos. Pois, do contrário, dado o p-valor da estatística, incorrer no Erro tipo I, seria neste caso praticamente certo.

Uma vez que o modelo *pooled* é preferido ao Modelo de Efeitos Fixos, cabe ainda comparar os Modelos de Efeitos Fixos (MEFG) e o Modelo de Efeitos Aleatórios por Grupo (MEAG) para verificar se há diferença significativa entre os dois. Para tanto, procedeu-se o teste de Hausman.

Dado que a principal diferença entre MEAG e MEFG reside no tratamento dado aos termos de erros, o teste de Hausman testa a hipótese nula, de que não há correlação entre o termo de erro ε_i e as variáveis explicativas; contra a hipótese alternativa, de que a covariância entre o termo de erro e as variáveis explicativas é diferente de zero. Rejeitar a hipótese de que não há correlação, implica em admitir que não há diferença sistemática entre os modelos, podendo ser utilizado tanto um como o outro. Uma vez que o p-valor da estatística é igual a 0,9999, pode-se rejeitar a hipótese de que não há tal correlação com segurança. Maiores detalhes podem ser observados na Tabela (3) abaixo.

Tabela (3): Teste de Hausman para diferença entre MEAG e MEFG

VARIÁVEIS	(b)	(B)	(b - B)	(V_b - V_B)
	MEFG	MEAG	Diferença	Quadrado
IPC_DOM	0,001608	0,0017	-0,0000421	0,0001701
IPC_EXT	0,1841203	0,1799	0,0042597	0,0377636
ER	-0,0001442	-0,0001	-3,74E-06	0,0000109
FDI	-0,0002648	-0,0003	-0,0000105	0,0000842
X	0,48538740	0,4852	0,0001934	0,0065202
CONSTANTE	0,02389020	0,0240	-0,000099	0,0012621

Fonte: Elaboração própria com base em dados do STATA 10.

Deste modo, uma vez que não há diferença significativa entre MEAG e MEFG, e dado que *pooled model* é preferido à MEFG, admitimos o modelo *pooled* como nosso modelo de trabalho.

Segue abaixo tabela com os coeficientes para os três modelos comparados, e seus respectivos limites de p-valor:

Tabela (4): Tabela comparativa dos coeficientes de Elasticidades pelos modelos MEFG, MEAG e POOLED

VARIÁVEIS	MEFG	MEAG	POOLED
IPC_DOM	0,001608***	0,0017***	0,0011173*
IPC_EXT	0,1841203	0,1799	0,3522397***
ER	-0,0001442***	-0,0001***	-0,0001313**
FDI	-0,0002648	-0,0003	0,0000344
X	0,48538740***	0,4852***	0,4821660***
CONSTANTE	0,02389020***	0,0240***	0,0190140***

***p<0,01 , **p<0,05 , *p<0,1

Fonte: Elaboração própria com base em dados do STATA 10.

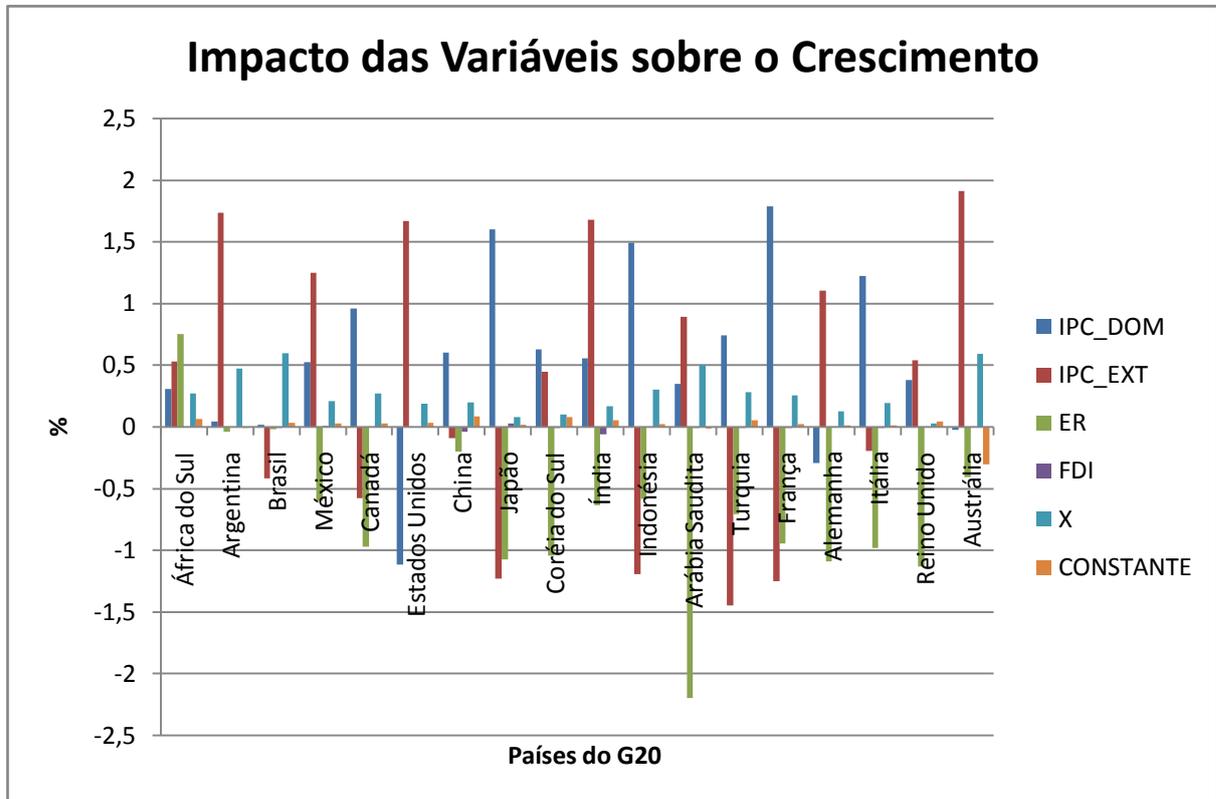
4.3 Análise dos resultados

Através da estimação dos coeficientes de elasticidade pelo método Generalized Least Squares, para um conjunto de países do G20 obteve-se os seguintes resultados: o máximo impacto positivo estimado foi 1,91%, para o índice de preços externos sobre o crescimento australiano; o máximo impacto negativo foi da taxa de câmbio da Arábia Saudita, de -2,19%. O comportamento das variáveis foi conforme esperado. O coeficiente de elasticidade da variação dos preços externos, uma vez que o crescimento em questão é do PIB nominal, e este se encontra mensurado em moeda externa, captura o efeito inflacionário sobre o aumento do produto, dado que o comportamento do índice de preços do G7 é praticamente idêntico ao americano. Já o alto coeficiente de impacto negativo do câmbio da Arábia Saudita sobre o seu produto pode ser interpretado como perda de receita na conversão entre moedas.

Em média, para o grupo do G20, o maior impacto é o da taxa de câmbio, -0,70%; seguido dos preços domésticos 0,54%; seguido do IPC externo 0,30%; das exportações, 0,27%, e dos fluxos de capitais, -0,004%. Para este grupo de países, é interessante notar a importância do câmbio para manutenção do nível de receita. Certa autonomia de investimento para este grupo também é capturada pelo muito baixo coeficiente de fluxos de capitais. O sinal negativo para o fluxo de capitais é contrário ao esperado, uma vez que o ingresso de divisas é um dos mais importantes requisitos para o crescimento Thirlwall (1979) e Thirlwall e Hussain (1982). A Figura (1) traz gráfico que ilustra o impacto dos coeficientes de

elasticidade para os países do G20 através da estimação por GLS para dados cross section. A Tabela (5) apresenta os coeficientes de elasticidades estimados pelo GLS e seus respectivos limites de p-valor.

Figura (1): Impactos das Variáveis sobre o Crescimento no G20 para dados cross section



Fonte: Elaboração própria com dados do STATA 10.

Tabela (5): Coeficientes de elasticidade para países do G20 para dados cross section

CÓD.	PAÍSES	COEFICIENTES					INTERCEPTO
		IPC_DOM	IPC_EXT	ER	FDI	X	
1	África do Sul	0,3057	0,5315	0,7544***	0,0002	0,2729*	0,0671*
2	Argentina	0,0427***	1,7343	-0,0387***	0,0016	0,4735*	-0,0051
3	Brasil	0,0190**	-0,414	-0,0183*	-0,0085	0,5982***	0,0311
4	México	0,5227***	1,2493***	-0,5982***	0,0058	0,2106***	0,0267*
5	Canadá	0,9588**	-0,5755	-0,9715***	0,0000	0,2735***	0,0272***
6	Estados Unidos†	-1,112	1,6660***		0,0002	0,1883***	0,0314***
7	China	0,6039**	-0,0882	-0,2009	-0,0375	0,199	0,0836*
8	Japão	1,6017*	-1,2287	-1,0722***	0,0262*	0,0827	0,0158
9	Coréia do Sul	0,6279**	0,4465	-1,0421***	-0,0008	0,1028	0,0797***
10	Índia	0,5554	1,678	-0,6335*	-0,0592*	0,1682	0,0557
11	Indonésia	1,4923***	-1,1927**	-0,5796***	0,003	0,3000***	0,0231
12	Arábia Saudita	0,3477	0,8913***	-2,1929**	-0,0005	0,5024***	-0,0111
13	Turquia	0,7417***	-1,4475	-0,7050***	-0,0002	0,2840**	0,0522
14	França	1,7854***	-1,2484**	-0,9427***	-0,0004*	0,2547***	0,0252***
15	Alemanha	-0,2944**	1,1017***	-1,086***	0,0014	0,1257**	0,0113
16	Itália	1,2222***	-0,1963	-0,9804***	-0,0016	0,1935***	0,0128
17	Reino Unido	0,3792	0,5381	-1,1291***	0,0032***	0,0266	0,0416***
18	Austrália	-0,0245	1,9130**	-0,4057**	0,00194	0,5913***	-0,3035

***p<0,01 , **p<0,05 , *p<0,1

† coeficiente omitido apresentou colinearidade

Fonte: elaboração própria com dados do STATA 10

Com o uso do Modelo de Coeficientes Constantes e também para dados cross section, estimou-se a média geométrica de crescimento nominal do produto entre os anos 1981 e 2009 para o conjunto de países do G20, comparando-as com os respectivos crescimentos nominais ocorridos no período, conforme apresentado na Tabela (6).

Observa-se na Tabela (6) que os valores estimados pelo modelo pooled e cross section, que caracteriza um crescimento sustentado, em média, para o conjunto de economias mundiais, aproximou-se de forma satisfatória para as economias do grupo G20. Com uma diferença menor do que 0,1% no caso da China, por exemplo.

Tabela (6): Média geométrica de crescimento nominal para o G20 com uso MCC e GLS cross section

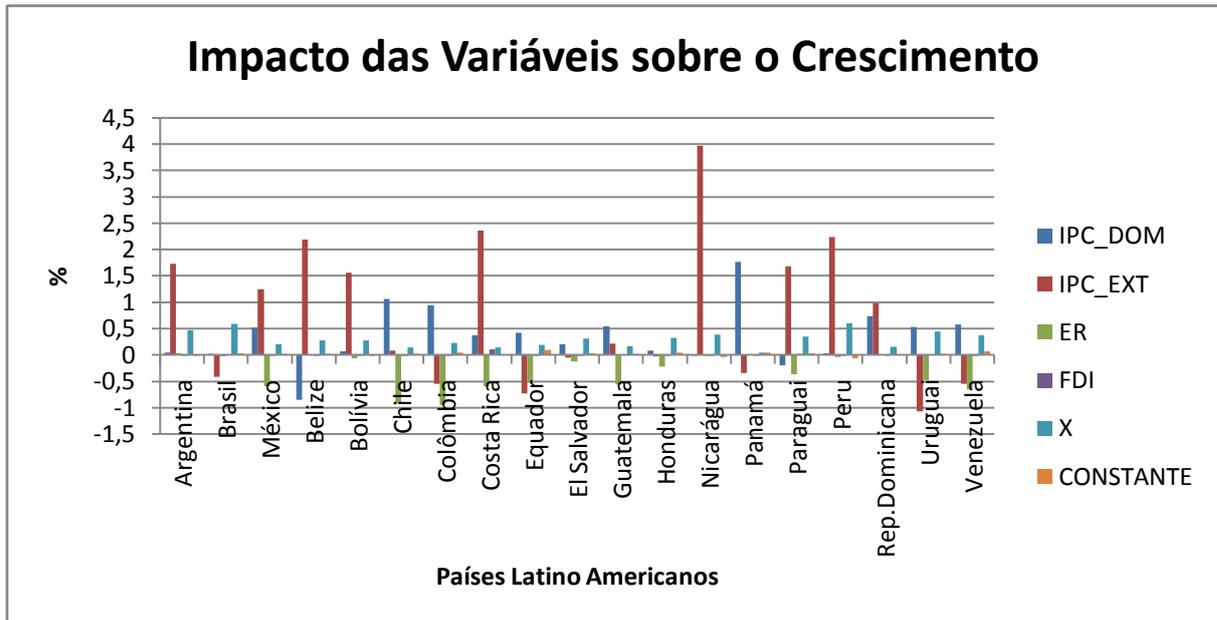
CÓD.	PAÍSES	crescimento período 1981 - 2009		
		cresc. efetivo %	cresc. Estimado (MCC) %	cresc. Estimado (GLS cross section) %
1	África do Sul	4,45	4,93	19,35
2	Argentina	4,89	6,62	6,67
3	Brasil	6,78	7,19	7,72
4	México	5,32	7,20	5,38
5	Canadá	5,68	5,92	5,70
6	Estados Unidos	5,78	6,23	5,79
7	China	11,94	10,83	12,87
8	Japão	5,51	5,98	2,47
9	Coréia do Sul	9,26	8,41	9,30
10	Índia	7,01	9,83	9,35
11	Indonésia	6,90	6,10	6,50
12	Arábia Saudita	2,83	4,72	2,89
13	Turquia	7,84	9,80	8,00
14	França	4,74	5,74	4,73
15	Alemanha	4,54	6,40	4,53
16	Itália	5,40	6,04	4,79
17	Reino Unido	4,91	5,61	4,91
18	Austrália	6,45	4,76	-26,61

Fonte: elaboração própria com dados do STATA 10

Para a América Latina, através do estimador GLS, obteve-se como máximo impacto positivo o IPC externo para o Nicarágua, de 3,97%; o máximo impacto negativo foi o também IPC externo, para o Uruguai, de -1,06%. O coeficiente de elasticidade dos preços externos para o Nicarágua é especialmente elevada, pode-se supor que além do elemento inflacionário, deslocamento de demanda para setores internos do país possam também ocorrido. O sinal negativo para a elasticidade do IPC externo para o Uruguai é inesperado.

Para o grupo de países Latino Americanos, o maior impacto médio foi do IPC externo, 0,77%; seguido do câmbio, 0,38%; do IPC doméstico 0,36%; das exportações, 0,30%; e dos fluxos de capitais, 0,009%. Interessante notar que a América Latina apresenta a maior elasticidade média de FDI entre os três grupos analisados, corroborando a perspectiva de que países subdesenvolvidos contam com capital externo para seu crescimento em maior medida do que países desenvolvidos. A Figura (2) abaixo e a Tabela (7) trazem maiores informações para os países do grupo com dados de cortes transversais estimados por GLS.

Figura (2): Impactos das Variáveis sobre o Crescimento na América Latina para dados cross section



Fonte: Elaboração própria com dados do STATA 10.

Tabela (7): Coeficientes de elasticidade para países da América Latina para dados cross section

CÓD.	PAÍSES	COEFICIENTES					INTERCEPTO
		IPC_DOM	IPC_EXT	ER	FDI	X	
2	Argentina	0,0427***	1,7343	0,0387***	0,0016	0,4735*	-0,0051
3	Brasil	0,0190**	-0,414	-0,0183*	0,0085	0,5982***	0,0311
4	México	0,5227***	1,2493***	-0,5982***	0,0058	0,2106***	0,0267*
19	Belize	-0,8445*	2,1889***		-0,0009	0,2832***	0,022
20	Bolívia	0,0677*	1,5610*	-0,0582*	0,0001	0,2786**	-0,0166
21	Chile	1,0650***	0,0827	-0,9206***	0,0001	0,1510**	0,0285*
22	Colômbia	0,9478***	-0,5401	-0,9463***	0,0041	0,2240**	0,0538*
23	Costa Rica	0,3739***	2,3563*	-0,5956***	0,1091***	0,1454	0,0093
24	Equador	0,4176***	-0,7225	-0,5147***	-0,0013	0,1918*	0,1007***
25	El Salvador	0,2055**	-0,0426	-0,1241***	0,0028***	0,3185***	0,0342***
26	Guatemala	0,5450***	0,2151	-0,5558***	0,0108	0,1637**	0,0268
27	Honduras	0,0822	-0,0224	-0,2131***	-0,0068	0,3318***	0,0505*
28	Nicarágua	0,0018	3,9705	-0,0001***	-0,0088	0,3849	-0,0368
29	Panamá	1,7668***	-0,3405		0,0021	0,0441	0,0448**
30	Paraguai	-0,1975	1,6810*	-0,3570***	0,0234**	0,3515***	0,0322
31	Peru	0,0379***	2,2345	-0,0377***	0,0032	0,6084***	-0,0626
32	Rep.Dominicana	0,7377*	0,9823		0,0042*	0,1570***	0,0063
33	Uruguai	0,5327***	-1,0651*	-0,4680***	0,0076	0,4528***	0,028
34	Venezuela	0,5819***	-0,5398	-0,6501***	0,0004	0,3720***	0,0690**

***p<0,01 , **p<0,05 , *p<0,1

† coeficiente omitido apresentou colinearidade

Fonte: Elaboração própria com dados do STATA 10.

Com o uso do Modelo de Coeficientes Constantes e também dados de cortes transversais, segue média geométrica de crescimento nominal do produto entre os anos 1981 e 2009 para o conjunto de países da América Latina. Os crescimentos estimados, aqui também são satisfatórios. A Tabela (8) traz os valores para o conjunto de países.

Tabela (8): Média geométrica de crescimento nominal para países Latino Americanos com uso de MCC e GLS para dados cross section

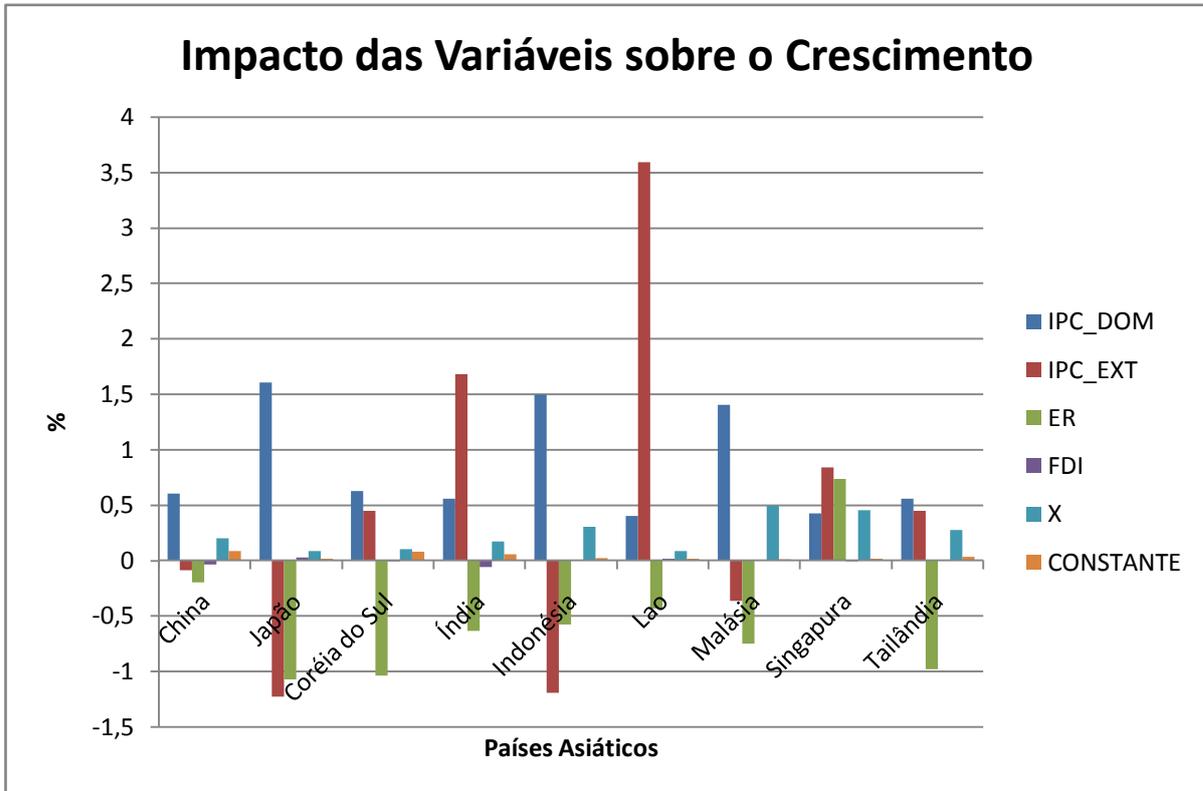
CÓD.	PAÍSES	crescimento período 1981 – 2009		
		cresc. efetivo %	cresc. Estimado (MCC) %	cresc. Estimado (GLS) %
2	Argentina	4,89	6,62	23,85
3	Brasil	6,78	7,19	8,64
4	México	5,32	7,20	5,38
19	Belize	6,91	6,31	7,77
20	Bolívia	4,73	6,64	5,10
21	Chile	6,33	7,36	6,38
22	Colômbia	6,94	6,49	6,93
23	Costa Rica	6,40	7,18	6,47
24	Equador	5,57	6,05	5,74
25	El Salvador	6,31	5,49	7,79
26	Guatemala	5,51	5,92	5,47
27	Honduras	6,11	6,37	6,22
28	Nicarágua	3,69	5,93	8,34
29	Panamá	6,66	6,24	6,78
30	Paraguai	3,99	7,59	4,49
31	Peru	6,56	6,90	7,22
32	Rep.Dominicana	6,61	5,78	6,35
33	Uruguai	3,98	6,07	2,30
34	Venezuela	5,60	5,37	5,74

Fonte: Elaboração Própria com dados do STATA 10.

Para o grupo de asiáticos analisados: o máximo impacto positivo foi o do país Lao, 3,5% para o IPC externo; o máximo impacto negativo foi o do Japão, também do IPC externo, -1,23%.

O maior impacto médio foi o do IPC doméstico 0,85%; seguido da taxa de câmbio, -0,55%; do IPC externo, 0,46%; das exportações 0,24%; e dos fluxos de capitais, -0,006%. Segue abaixo Figura (3) para visualização dos impactos das elasticidades sobre os países a partir de dados cross section estimados por GLS; os coeficientes de elasticidades com seus respectivos limites de p-valor podem ser acompanhados na Tabela (9).

Figura (3): Impactos das Variáveis sobre o Crescimento nos países asiáticos para dados cross section



Fonte: Elaboração própria com dados do STATA 10.

Tabela (9): Coeficientes de elasticidade para países Asiáticos com uso de GLS para dados cross section

CÓD.	PAÍSES	COEFICIENTES					INTERCEPTO
		IPC_DOM	IPC_EXT	ER	FDI	X	
7	China	0,6039**	-0,0882	-0,2009	-0,0375*	0,199	0,0836*
8	Japão	1,6017*	-1,2287	-1,0722***	0,0262*	0,0827	0,0158
9	Coréia do Sul	0,6279**	0,4465	-1,0421***	-0,0008	0,1028	0,0797***
10	Índia	0,5554	1,678	-0,6335*	-0,0592*	0,1682	0,0557
11	Indonésia	1,4923***	-1,1927**	-0,5796***	0,003	0,3000***	0,0231
35	Lao	0,3987***	3,5914*	-0,4318***	0,015	0,084	0,0167
36	Malásia	1,4029***	-0,3679	-0,7507***	0,0005*	0,4951***	0,011
37	Singapura	0,4217	0,8398	0,7357***	-0,008	0,4502***	0,014
38	Tailândia	0,5557**	0,4472	-0,9808***	0,0059	0,2741***	0,0327***

***p<0,01 , **p<0,05 , *p<0,1

Fonte: Elaboração própria com dados do STATA 10.

Com o uso do Modelo de Coeficientes Constantes e também de dados de cortes transversais, segue média geométrica de crescimento nominal do produto entre os anos 1981 e 2009 para o conjunto de países da Ásia:

Tabela (10): Média geométrica de crescimento nominal para países Asiáticos com uso de MCC e GLS para dados cross section

CÓD.	PAÍSES	crescimento período 1981 – 2009		
		cresc. efetivo %	cresc. Estimado (MCC) %	cresc. Estimado (GLS) %
7	China	11,94	10,83	12,87
8	Japão	5,51	5,98	2,47
9	Coréia do Sul	9,26	8,41	9,30
10	Índia	7,01	9,83	9,35
11	Indonésia	6,90	6,10	6,50
35	Lao	6,32	9,77	5,66
36	Malásia	7,31	7,66	7,50
37	Singapura	9,92	8,05	8,47
38	Tailândia	7,50	8,53	7,53

Fonte: Elaboração própria com dados do STATA 10.

Da comparação entre os grupos de países acima, com respeito ao papel dos fluxos de capitais para o crescimento do produto, eles foram mais importantes para a América Latina, chegando a quase 0,01% de elasticidade, do que para os demais grupos de países, corroborando o trabalho de Thirlwall e Hussain (1982), sem contudo, ter um papel muito expressivo, como também previsto.

As exportações têm elasticidades praticamente idênticas sobre o crescimento entre o conjunto de países do G20 e América Latina, cujo valor é um pouco menor para os países da Ásia.

Impacto importante sobre o crescimento do produto, segundo a estimação através do GLS têm os preços domésticos, sugerindo num primeiro momento a interpretação de que o produto responde bem mais à estímulos similares aqueles de uma curva de oferta, do que a demanda, contrariando a teoria pós keynesiana.

Cabe agora, discutir os resultados dos testes com dados de painel. Por fornecerem estimações bastante mais confiáveis, nos basearemos nestes resultados para concluirmos mais seguramente sobre os impactos das variáveis sobre o produto. Abaixo segue tabela com os coeficientes de elasticidades e seus respectivos limites de p-valor:

Tabela (3): Tabela comparativa dos coeficientes de Elasticidades

VARIÁVEIS	MEFG	MEAG	POOLED
IPC_DOM	0,001608***	0,0017***	0,0011173*
IPC_EXT	0,1841203	0,1799	0,3522397***
ER	-0,0001442***	-0,0001***	-0,0001313**
FDI	-0,0002648	-0,0003	0,0000344
X	0,48538740***	0,4852***	0,4821660***
CONSTANTE	0,02389020***	0,0240***	0,0190140***

Fonte: Elaboração própria com dados do STATA 10.

Conforme as estimações através dos três modelos, as exportações são as variáveis de mais importante elasticidade sobre o crescimento, 0,48% para o Modelo de Coeficientes Constante; seguido dos preços externos, 0,35% no mesmo modelo, ambos com impacto de sinal conforme esperado. Neste modelo, ainda que com uma participação pequena, os fluxos de capitais tem sinal positivo, conforme a teoria de Thirlwall e Hussain (1982). A variável preços domésticos, diferentemente da estimação por *cross-section*, no modelo *pooled* de dados de painel apresenta pouco expressiva participação no crescimento do produto doméstico.

5 CONCLUSÃO

Com base nos resultados econométricos do Modelo de Coeficientes Constantes de dados de painel, concluiu-se que variáveis como exportações e preços externos, conforme a *export-led growth*, contribuem especialmente para o crescimento do produto. Variáveis como câmbio, cujo impacto sobre o produto conforme a modelagem presente é contábil, apesar de que com pouca expressão, comportam-se também de modo esperado. Com relação aos fluxos de capitais, são pouco conclusivas as evidências de que tenham participação no crescimento econômico sustentado. Conforme a *export-led-growth*, o fluxo de capitais participa no alívio da restrição de divisas ao crescimento, contudo, não é considerada uma forma de financiamento do crescimento da qual se possa lançar mão indefinidamente. A literatura apresentada neste trabalho mostrou que o influxo de capitais precisa atender uma série de condições para que possa efetivamente resultar em crescimento, uma delas, é que as mudanças realizadas nas elasticidades-renda de exportações compensem as remunerações ao capital externo no longo prazo, seja na forma de dividendos ou mesmo serviço de dívida.

Assim, depreende-se do presente estudo, que variáveis externas tem importante participação no crescimento para o conjunto de países analisados, principalmente no que se relaciona com as suas exportações.

A visão de *export-led-growth*, assim, se viu corroborada neste trabalho, e com ela, a alegação de que fatores do lado da demanda são mister ao processo de crescimento de longo prazo.

O cálculo do crescimento restrito segundo a Lei de Thirlwall (1979) e Thirlwall e Hussain (1982), apesar do estudo que aqui se fez do comportamento de suas variáveis, não foi realizado neste trabalho, devido a uma série de restrições a essa pesquisa. De modo que se sugere para pesquisas posteriores o mencionado cálculo com dados de painel, para a verificação se o crescimento do produto segue uma trajetória com restrição de equilíbrio do Balanço de Pagamentos. Também se sugere estimações com variáveis em termos reais contra o produto real.

REFERÊNCIAS

ABRAMOVITZ, M. Resource and Output Trends in the United States since 1870. **American Economic Review**, n. 46, p. 5-23, may. 1956.

AGHION, P.; HOWITT, P. A Model of Growth through Creative Destruction. **Econometrica**.n. 60, p. 323-351, 1992.

AGHION, P; HOWITT, P. **Growth and Cycles through Creative Destruction**. MIT Mimeo, 1988.

ARROW, K. J. The Economic Implications of Learning-by-Doing. **Economic Studies**.n. 29(I), p. 155-173, 1962.

BACHA, E. L. Crescimento com oferta limitada de divisas, uma reavaliação do modelo de dois hiatos. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. 12(2), 1982.

BALTAGI, B.H.; RAJ, B. A survey of recent theoretical development in the econometrics of Panel Data. **Empirical Economics**. V. 17, p. 85 – 109, 1992.

BALTAGI, B. H.; RAJ, B. **Econometric Analysis of Panel Data**. Chichester, Inglaterra: John Wiley & Sons, 2005.

BARBOSA FILHO, N. H. The balance-of-payments constraint: from balanced trade to sustainable debt. **BNL Quarterly Review**. n. 219, dec. 2001.

CARVALHO, V. R. C.; LIMA, G. T.; SANTOS, A. T. L. A. A restrição externa como fator limitante do crescimento econômico brasileiro: um teste empírico. **Revista Economia**, Vol. 9, nº 2, pp. 285-387, 2008.

CASS, D. Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation. **Review of Economic Studies**. 32: 233-240. 1965.

CHENERY, H. B.; BRUNO, M. Development alternatives in an open economy: the case of Israel. **Economic Journal**, n.57, 1962.

CHENERY, H. B.; STROUT, A. Foreign assistance and economic development. **American Economic Review**, n.56, 1966.

DIXON, R.; THIRLWALL, A. P. A model of regional growth-rate differences on kaldorian lines. **Oxford Economic Papers**, Vol. 27, nº2, pp. 201-214, 1975.

DOMAR, E. Capital Expression, Rate of Growth, and Employment. **Econometrica**, v.14 n.2, p.137-47, 1946.

DUARTE, P. C.; LAMOUNIER W. M.; TAKAMATSU, R. T. . **Modelos econométricos para dados em painel: aspectos teóricos e exemplos de aplicação à pesquisa em contabilidade e finanças**. In: 7o Congresso USP de Controladoria e Contabilidade e 4o Congresso USP de Iniciação Científica em Contabilidade, 2007, São Paulo. Anais do 7o Congresso USP de Controladoria e Contabilidade e 4o Congresso USP de Iniciação Científica em Contabilidade, 2007.

ELLIOT, D. R.; RHODD, R. Explaining growth rate differences in highly indebted countries: an extension to Thirlwall and Hussain. **Applied Economics**, n. 31, Sep. 1999.

FRANKEL, M. The Production Function in Allocation and Growth: A Synthesis. **American Economic Review**. 52: 995-1022, 1962.

GOMES, F. A. **Relação entre crescimento econômico e impactos ambientais: uma análise da Curva Ambiental de Kuznets**. 93.f. Monografia – Curso de Graduação em Ciências Econômicas, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2010.

GRIFFITHS, W. E.; HILL, R. C. E JUDGE, G. G. **Learning and Practicing Econometrics**. Nova York: John Wiley & Sons Inc., 1993.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. [Trad. de: Maria José Cyhlar Monteiro]. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 812p.

HARROD, R. An Essay in Dynamic Theory. **Economic Journal**, 49 (193): 14-33, 1939.

HARROD, R. **International economics**. Cambridge: Cambridge University Press, 1933.

HSIAO, C. **Analysis of Panel Data**. Cambridge: Cambridge University Press, 1986.

INADA, K. 1964. Some Structural Characteristics of Turnpike Theorems. **Review of Economic Studies**. n 31, P. 43-58. Jan. 1964.

KALDOR, N. A Model of Economic Growth. **Economic Journal**. n. 57, p. 591-624. 1957.

KALDOR, N. The Case for Regional Policies. **Scottish Journal of Political Economy**, 85, p.337-348, 1970.

KALDOR, N. The role of increasing returns, technical progress and cumulative causation in the theory of international trade and economic growth, 1981. In: TARGETTI, F.;

- THIRLWALL, A. P. **The essential Kaldor**. New York: Holmes & Meier, 1989.
- KEYNES, J. M. **A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda**. São Paulo: Editora Atlas. 1992.
- KOOPMANS, T. C. On the Concept of Optimal Economic Growth. **Econometrics**, 1965.
- LAKATOS, E. M.; MARCONI, M. de A. **Fundamentos de metodologia científica**. 3a ed. rev. e ampl. São Paulo: Atlas, 1991. 270p.
- LUCAS, R. E. On the Mechanics of Economic Development. **Journal of Monetary Economics**. n.22 (I)p. 3-42, 1988.
- McCOMBIE, J. S. L.; THIRLWALL, J. P. Economic growth and balance-of-payments constraint revisited. In: ARESTIS, P.; PALMA, G.; SAWYER, M. **Markets, Unemployment and Economic Policy**, v. II, London, Routledge, 1997.
- MADDALA, G. S. **Introdução à Econometria**. 3ª Ed. Rio de Janeiro: LTC, 2001.
- MALTHUS, T. **Principles of Political Economy**. Cambridge: Cambridge University Press, 1989, [Primeira edição, 1820].
- MORENO-BRID, J. C. On capital flows and the balance-of-payments-constrained growth model. **Journal of Post Keynesian Economics**, 21, Winter, 1998-1999.
- NORDHAUS, W. D. **Invention, Growth and Welfare**. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1969.
- PREBISCH, R. Problemas Teóricos e Práticos do Crescimento Econômico, 1950. In: BIELSCHOWSKY, R. (org). **Cinquenta Anos de Pensamento da Cepal**. Rio de Janeiro: Record, 2000.
- RAMSEY, F. A Mathematical Theory of Saving. **Economic Journal**. n. 38, p.543-559, 1928.
- ROMER, P. M. Increasing Returns and Long Run Growth. **Journal of Political Economy**, v. 94, n.5, p.1002-1037, 1986.
- SCHUMPETER, J. A. **The Theory of Economic Development**. Cambridge, Mass.: Harvard University, 1934.

SEGERSTROM, P. S.; ANANT, T.; DINOPOULOS, E. A Schumpeterian Model of the Product Life Cycle. **American Economic Review**, v. 80, p.1077-1092, 1990.

SHELL, K. Inventive Activity, Industrial Organization, and Economic Activity. In: MIRRLEES, J.; STERN, N. **Models of Economic Growth**. London: Macmillan, 1973.

SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 70 (I), p. 65-94, 1956.

SOLOW, R. M. Technical Change and the Aggregate Production Function. **Review of Economics and Statistics**, v. 39, p. 312-320, 1957.

SWAN, T. W. Economic Growth and Capital Accumulation. **Economic Record**, v. 32, p. 334-361, 1956.

THIRLWALL, A. P. The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences. **Banca Nazionale Del Lavoro Quarterly Review**, v. 128, p. 45-53, 1979.

THIRLWALL, A. P. A Trade Strategy for the United Kingdom-super-1. **Journal of Common Market Studies**, Blackwell Publishing, v. 22(1), p.1-16, 1983.

THIRWALL, A. P.; HUSSAIN, M. N. The balance of payments constraint, capital flows and growth rate differences between developing countries. **Oxford Economic Papers**, v. 34, n° 3, p.498-510, 1982.

UZAWA, H. Optimum Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth. **International Economic Review**, v. 6, p. 18-31, 1965.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge (MA), EUA: MIT Press, 2002.

ANEXOS

ANEXO 1: Testes Para os Modelos Executados

Teste de Heterocedasticidade

```
. htest, rhs u
Cook-Weisberg (Score) tests for heteroscedasticity
Ho: Constant variance
```

variable	score	df	p
IPC_DOM	67.76	1	0.0000
IPC_EXT	17.43	1	0.0000
ER	0.00	1	0.9850
FDI	2.79	1	0.0949
X	0.07	1	0.7924
combined	90.43	5	0.0000

```
combined = IPC_DOM IPC_EXT ER FDI X
```

Teste de Multicolinearidade

```
Collinearity Diagnostics
```

variable	VIF	SQRT VIF	Tolerance	R-Squared
IPC_DOM	1.08	1.04	0.9238	0.0762
IPC_EXT	1.00	1.00	0.9972	0.0028
ER	1.08	1.04	0.9240	0.0760
X	1.00	1.00	0.9954	0.0046
FDI	1.00	1.00	0.9998	0.0002
Mean VIF	1.03			

	Eigenval	Cond Index
1	2.2306	1.0000
2	1.2659	1.3275
3	1.0000	1.4936
4	0.7215	1.7583
5	0.6364	1.8722
6	0.1456	3.9141

```
Condition Number 3.9141
Eigenvalues & Cond Index computed from scaled raw sscp (w/ intercept)
det(correlation matrix) 0.9200
```

Modelo GLS restrito (pooled)

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares
Panels: heteroskedastic
Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances	=	38	Number of obs	=	1064
Estimated autocorrelations	=	0	Number of groups	=	38
Estimated coefficients	=	6	Obs per group: min	=	18
			avg	=	28
			max	=	29
			wald chi2(5)	=	799.42
			Prob > chi2	=	0.0000

PIB_DOM	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
IPC_DOM	.0011173	.000667	1.68	0.094	-.00019 .0024245
IPC_EXT	.3522397	.1286966	2.74	0.006	.099999 .6044804
ER	-.0001313	.0000549	-2.39	0.017	-.0002389 -.0000237
FDI	.0000344	.0002479	0.14	0.890	-.0004515 .0005202
X	.482166	.0171885	28.05	0.000	.4484772 .5158547
_cons	.019014	.0046966	4.05	0.000	.0098089 .0282191

Modelo de Efeitos Fixos por Grupo

Fixed-effects (within) regression
Group variable: PAIS

Number of obs = 1064
Number of groups = 38

R-sq: within = 0.2708
between = 0.5518
overall = 0.2759

Obs per group: min = 18
avg = 28.0
max = 29

corr(u_i, Xb) = -0.0058

F(5,1021) = 75.84
Prob > F = 0.0000

PIB_DOM	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
IPC_DOM	.001608	.0005952	2.70	0.007	.00044 .002776
IPC_EXT	.1841203	.1941064	0.95	0.343	-.1967727 .5650133
ER	-.0001442	.0000465	-3.10	0.002	-.0002354 -.000053
FDI	-.0002648	.0003868	-0.68	0.494	-.0010237 .0004941
X	.4853874	.0255942	18.96	0.000	.4351642 .5356106
_cons	.0238902	.0070945	3.37	0.001	.0099687 .0378116
sigma_u	.01236142				
sigma_e	.11574214				
rho	.0112779	(fraction of variance due to u_i)			

F test that all u_i=0: F(37, 1021) = 0.31 Prob > F = 1.0000

Modelo de Efeitos Aleatórios

```

Random-effects GLS regression                Number of obs   =   1064
Group variable: PAIS                        Number of groups =    38

R-sq:  within = 0.2708                      obs per group: min =    18
        between = 0.5534                    avg =           28.0
        overall = 0.2759                    max =           29

Random effects u_i ~ Gaussian              wald chi2(5)    =   403.13
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                 Prob > chi2     =    0.0000

```

PIB_DOM	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
IPC_DOM	.0016502	.0005704	2.89	0.004	.0005322 .0027681
IPC_EXT	.1798606	.1903975	0.94	0.345	-.1933116 .5530328
ER	-.0001405	.0000452	-3.11	0.002	-.000229 -.000052
FDI	-.0002543	.0003775	-0.67	0.500	-.0009942 .0004855
X	.485194	.0247497	19.60	0.000	.4366854 .5337025
_cons	.0239892	.0069813	3.44	0.001	.010306 .0376723
sigma_u	0				
sigma_e	.11574214				
rho	0	(fraction of variance due to u_i)			

Teste de Hausman

```
hausman PIB_DOM_fixo PIB_DOM_rand, alleq constant
```

	---- Coefficients ----		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) PIB_DOM_fixo	(B) PIB_DOM_rand		
IPC_DOM	.001608	.0016502	-.0000421	.0001701
IPC_EXT	.1841203	.1798606	.0042597	.0377636
ER	-.0001442	-.0001405	-3.74e-06	.0000109
FDI	-.0002648	-.0002543	-.0000105	.0000842
X	.4853874	.485194	.0001934	.0065202
_cons	.0238902	.0239892	-.000099	.0012621

b = consistent under H₀ and H_a; obtained from xtreg
 B = inconsistent under H_a, efficient under H₀; obtained from xtreg

Test: H₀: difference in coefficients not systematic

```

chi2(6) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
         = 0.19
Prob>chi2 = 0.9999

```