

Especialização Setorial do Comércio Internacional Condiciona o Impacto da Abertura Comercial Sobre a Renda?

João Paulo Martin Faleiros*, Denisard Cneio de Oliveira Alves †

Conteúdo: 1. Introdução; 2. O Modelo de Regressão em Painel com Transição Suave; 3. Estratégia de Especificação e Estimação do Modelo PSTR; 4. Base de Dados e Resultados; 5. Conclusão; A. Anexo.

Palavras-chave: Abertura Comercial, Renda *per capita*, Não Linearidade, Especialização Setorial.

Códigos JEL: C26, F14, F43.

Este artigo avalia se o grau de especialização das exportações e importações em *commodities* cria possível não linearidade entre abertura comercial e renda *per capita*. Em outras palavras se a composição da pauta de exportação e importação pode alterar a eficiência que a abertura comercial possui em explicar o diferencial de renda entre nações. Para isso, aplica-se o modelo de painel com transição suave para 110 países, seguindo o mesmo procedimento de Frankel e Romer (1999), evitando assim problemas de endogeneidade. Os resultados empíricos indicam que a especialização das exportações em *commodities* pode fazer com que a abertura comercial seja menos eficaz em elevar a renda quando comparada a países que possuem pauta de exportações com vantagens comparativas em manufaturados. Por outro lado, esta situação de menor eficácia associada à especialização em *commodities* deixa de ser válida, caso a pauta de importações esteja fortemente especializada no setor de manufaturados, que inclui bens intermediários e de capital.

The aim of this article is to evaluate if the sectorial specialization of exports and imports generates nonlinearities between the degree of openness of an economy and its per capita income. In other words, if the composition of exports and imports may change the efficacy of the degree of openness to explain the income differentials among the countries. In order to address this issue, the paper applies a Panel Smooth Transition Model for 110 countries, following the same procedure used by Frankel and Romer (1999)

*Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). E-mail: jpfaleiros@hotmail.com

†Faculdade de Economia e Administração da USP (FEA-USP). E-mail: dcoalves@usp.br.



to avoid endogeneity problem. Results indicate that in countries where exports are specialized in commodities, openness has less efficiency to influence income than in others where exports are specialized in manufactured goods. On the other hand, this lack of efficacy disappears when imports are strongly specialized in manufactured goods, including capital and intermediate goods.

1. INTRODUÇÃO

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

Recentemente, alguns artigos vêm contraponto à visão mais geral do papel da abertura comercial, condicionando sua eficácia a características estruturais. Por exemplo, Bolaky e Freund (2004) verificaram que a abertura comercial somente gera melhoria da renda *per capita* para países pouco regulados. Em Calderon et alii (2006) foi encontrado que o impacto da abertura, medida como razão do fluxo de comércio sobre o PIB, é quase zero para países de renda *per capita* baixa, mas tende a aumentar com o nível de desenvolvimento econômico. Dollar e Kraay (2004) avaliam que um mecanismo de crescimento orientado pelo comércio depende do papel das instituições. Por sua vez, Chang et alii (2009) encontraram que a abertura somente é significativa e positiva caso sejam promovidas reformas estruturais complementares, tais como, estabilização macroeconômica, investimento em educação, infraestrutura pública e mercado de trabalho flexível.

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

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

Este último aspecto possui relevância, pois desde a segunda metade do século XX até os dias de hoje, há ampla inquietação de segmentos acadêmicos e dos formuladores de política econômica concernente ao tipo de atividade produtiva que a nação vem a se especializar no comércio internacional e seu impacto sobre a trajetória de longo prazo da renda. Contrariamente à visão Ricardiana, o modelo

de substituição de importações foi justificado com base na teoria da deterioração dos termos de troca discutida em Prebisch (1950), que se fundamenta na idéia de que os preços dos produtos agrícolas ou recursos naturais tendem a decrescer ao longo do tempo, enquanto que essa trajetória não condiz com a dos preços dos produtos manufaturados. Haveria declínio secular dos termos de troca com impacto negativo sobre a renda de economias especializadas em bens primários. Recentemente, Williamson et alii (2004) apontaram que a alta volatilidade dos termos de troca influencia negativamente a renda dos países, pois gera instabilidade interna, em especial no investimento.

Ainda há a argumentação histórica de que as atividades agrícolas ou ligadas a recursos naturais estão associadas à baixa acumulação de capital físico e humano e que promovem pouca geração de *spillovers* tecnológicos. Em contrapartida, produtos de países ricos, por possuírem maior intensidade tecnológica, têm um potencial mais elevado de geração desses *spillovers* (Hausmann e D., 2003, Hausmann et alii, 2007). Sendo assim, se um país quer ser rico, deve imitar e produzir bens de países ricos.

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

Alicerçados nessa perspectiva, alguns governos possuem certo temor em permitir níveis de especialização demasiadamente elevados tanto em sua pauta de exportações como de importações, principalmente em economias com vantagens comparativas baseadas em poucas atividades em que há predominância de *commodities*.¹ Logo, possuir exportações especializadas em manufaturados, como em muitos países ricos, ou mesmo possuir um grau razoável de diversificação na pauta do comércio internacional, entre manufaturados e *commodities*, torna-se mais desejável ou até mesmo uma meta para certos formuladores de política econômica.

No bojo dessa literatura adjacente ao entendimento do vínculo entre a estrutura da pauta do comércio internacional e o desempenho econômico, vislumbra-se aqui compreender a propagação desse fenômeno por meio do impacto da abertura comercial. Propõe-se aqui utilizar abordagem inspirada no artigo seminal de Frankel e Romer (1999), utilizando a mesma estratégia de instrumentalização, contudo, usando o método de efeito fixo e agrupando endogenamente 110 países de acordo com grau de especialização em *commodities* da pauta de exportações e de importações, no período entre 1966 e 2005. Para este exercício, utiliza-se o arcabouço do modelo PSTR (*Panel Smooth Transition Regression*) e sua estratégia de especificação, ambos propostos por González et alii (2005). A grande novidade deste modelo é a possibilidade dos coeficientes da regressão alternar continuamente de acordo com o grau de especialização do comércio internacional de cada economia.

Posto isto, corrobora-se, a partir dos resultados dos testes de especificação do modelo PSTR, que a estrutura de especialização do comércio internacional de fato importa e condiciona de modo não linear o impacto da abertura comercial sobre a renda *per capita*. A primeira variável é concebida pela razão da soma do valor transacionado das exportações e importações sobre o PIB e a segunda é medida a preços internacionais (PPP). O grau de especialização é dado pelo índice de Balassa, proposto por Balassa (1965), que leva em consideração dois grandes setores: (1) *commodities*, que inclui produtos ligados ao setor primário da economia, ou seja, agrícolas e recursos naturais; e (2) toda a indústria de bens de capital, intermediários e de consumo, aqui denominado amplamente de setor de manufaturados.

¹Produtos de baixa diferenciação, em geral ligados ao setor primário da economia.



Este artigo ainda busca responder de que maneira a estrutura do comércio internacional é importante. Não necessariamente maior abertura comercial em países que apresentaram pauta de exportações especializada em *commodities* é igualmente eficaz em elevar a renda *per capita* quando comparada aos países com vantagem comparativa em manufaturados. Exceção feita somente às economias com exportações especializadas em *commodities*, mas que possuem pauta de importações fortemente especializadas no setor 2 de bens manufaturados. Contudo, no período em destaque, são poucos os casos que apresentam esta última característica. Para melhor compreensão desses resultados, a estrutura deste artigo é composta de mais quatro seções. A segunda seção apresenta o modelo de regressão em painel com transição suave. Na seção seguinte, apresentamos a base de dados utilizada. Na quarta seção os resultados são apresentados. E por fim, na quinta seção conclui-se o artigo.

2. O MODELO DE REGRESSÃO EM PAINEL COM TRANSIÇÃO SUAVE

O modelo PSTR(j) se caracteriza por ser modelo de efeitos fixos cujos coeficientes estimados variam continuamente entre regimes de acordo com uma determinada variável observável. González et alii (2005) define o modelo PSTR(j) generalizado como:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} + \sum_{j=1}^r \beta_j' x_{it} g(q_{it}^{(j)}; \gamma_j, c_j) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

para $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$, em que N e T representam as dimensões no âmbito do indivíduo e do tempo, respectivamente. Como no modelo linear, a variável dependente y_{it} é um escalar, x_{it} é um vetor de dimensão k de variáveis explicativas, μ_i é o efeito fixo e ε_{it} é o vetor de resíduos. A função $g(q_{it}^{(j)}; \gamma_j, c_j)$, com $j = 1, \dots, r$, é denominada função de transição.

Seguindo recomendação de Granger e Teräsvirta (1993), Teräsvirta (1994) e Dijk et alii (2002), assume-se que a função de transição $g(q_{it}^{(j)}; \gamma_j, c_j)$, descrita em (2), é logística e varia continuamente entre $[0, 1]$.

$$g(q_{it}^{(j)}; \gamma_j, c_j) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma_j \times (q_{it}^{(j)} - c_j) / \hat{\sigma}_{sq})} \quad (2)$$

$q_{it}^{(j)}$ é a variável de transição responsável pela mudança de regime, $\gamma_j > 0$ é o parâmetro de suavidade, c_j é o limiar, também denominado parâmetro de locação, ambos determinados endogenamente, e $\hat{\sigma}_{sq}$ é o desvio padrão da variável de transição j . Quando $\gamma \rightarrow 0$, o modelo PSTR colapsa para o modelo de dados em painel linear. Por outro lado, quando $\gamma \rightarrow \infty$, g tende a uma função indicadora discreta que assume valor 1 quando $q_{it}^{(j)} > c_j$, ou 0, caso contrário. Portanto, a transição entre os regimes deixa de ser contínua, fazendo com que o modelo PSTR seja um caso geral daquele proposto por Hansen (1999). Observe que, se assumirmos a existência de apenas uma variável explicativa x_{1it} , o seu impacto sobre y_{it} varia continuamente, ou seja, a derivada parcial de y_{it} em relação à variável explicativa x_{1it} compreende o intervalo $[\beta_{01}, \beta_{01} + \sum \beta_{j1}]$.

3. ESTRATÉGIA DE ESPECIFICAÇÃO E ESTIMAÇÃO DO MODELO PSTR

Avaliar se a relação entre y_{it} e x_{it} é não linear como descrito em (1), considerando (2) como função de transição, equivale a testar a hipótese nula de linearidade $H_0 : \gamma_j = 0$, contra a hipótese alternativa de não linearidade $H_0 : \gamma_j > 0$. Entretanto, a distribuição do teste associado a esta hipótese nula é não convencional, tendo em vista que o parâmetro de suavidade γ_j , a priori, não é identificável e j pode ser superior a 1. Neste caso, torna-se necessário uma estratégia de especificação.

Seguindo recomendação de Granger e Teräsvirta (1993), realiza-se expansão de Taylor de terceira ordem em (2), em torno de $\gamma_j = 0$. A princípio, realiza-se esta expansão para $j = 1$, portanto,

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0^* x_{it} + \beta_1^* x_{it} q_{it}^{(1)} + \beta_2^* x_{it} q_{it}^{(1)^2} + \beta_3^* x_{it} q_{it}^{(1)^3} + \varepsilon_{1it}^* \quad (3)$$

tal que, $\beta_0^*, \beta_1^*, \beta_2^*$ e β_3^* são funções de $\beta_0', \beta_1', \gamma_1$ e c_1 , enquanto ε_{1it}^* é função do resto da expansão de Taylor e do vetor de resíduos ε_{it} . Nesse sentido, $H_0 : \gamma_1 = 0$ equivale a testar a hipótese nula $H_0 : \beta_1^* = \beta_2^* = \beta_3^* = 0$. Vamos aqui computar a versão F do teste, recomendado para pequenas amostras. Caso haja rejeição da hipótese nula, aos níveis convencionais de significância, há indícios de que os dados podem ser estimados de acordo com o modelo PSTR(1).²

O método utilizado para estimação dos parâmetros é o estimador de mínimos quadrados não lineares (NLS). Através desse procedimento, a transformação das variáveis explicativas \tilde{x}_{it} para eliminação do efeito fixo, leva em conta os parâmetros de suavidade e de locação no processo de interação, ou seja,

$$\tilde{x}_{it}(\gamma_1, c_1) = \left(x'_{it} - \bar{x}_i, x'_{it} g(q_{it}^{(j)}; \gamma_j, c_j) - T^{-1} \sum_{t=1}^T x'_{it} g(q_{it}^{(j)}; \gamma_j, c_j) \right) \quad (4)$$

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

Após estimar modelo com apenas uma função de transição, realiza-se novo teste de especificação para $j = 2$. Esta etapa averigua se ainda resta alguma não linearidade associada à função de transição adicional, ou seja, testa-se $H_0 : \gamma_2 = 0$ contra a hipótese nula de não linearidade adicional $H_0 : \gamma_2 > 0$. Portanto, há possibilidade de caracterizar (1) através de três regimes.³ A aplicação deste teste recai nas mesmas restrições apresentadas para o caso em que $j = 1$, pois na função logística $g(q_{it}^{(2)}; \gamma_2, c_2)$, temos também que γ_2 , a priori, não é identificável. Novamente faz-se necessária aplicação da expansão de Taylor de terceira ordem, logo,

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} g(q_{it}^{(1)}; \hat{\gamma}_j, \hat{c}_j) + \beta_4^* x_{it} q_{it}^{(2)} + \beta_5^* x_{it} q_{it}^{(2)^2} + \beta_6^* x_{it} q_{it}^{(2)^3} + \varepsilon_{2it}^* \quad (5)$$

tal que, β_4^*, β_5^* e β_6^* são funções de β_2', γ_2 e c_2 , enquanto ε_{2it}^* também é função do resto da expansão de Taylor e do vetor de resíduos ε_{it} . Portanto, o teste para verificar se ainda resta não linearidade associada à variável de transição é equivalente a testar a hipótese nula $H_0 : \beta_4^* = \beta_5^* = \beta_6^* = 0$.

Ao final do processo, testa-se novamente a existência de não linearidade, mas agora para $j = 3$, utilizando o mesmo procedimento acima detalhado, incluindo nova expansão de Taylor. Em caso positivo, estima-se um PSTR com $j = 3$. Realiza-se novamente teste com vistas a observar se o modelo (1) pode ser especificado com função de transição adicional. Todos esses passos são executados sucessivamente, até que não haja rejeição de $H_0 : \gamma_j = 0$ aos níveis convencionais de significância.⁴

4. BASE DE DADOS E RESULTADOS

4.1. Dados

As variáveis aqui utilizadas foram obtidas de quatro fontes de informações:

²Para mais detalhes sobre o procedimento do teste, assim como, o tamanho e poder do teste de especificação proposto, consultar González et alii (2005). Diferentemente deste trabalho, González et alii (2005) realizam o exercício com base em uma expansão de Taylor de primeira ordem.

³Caso as duas variáveis de transição sejam distintas, o modelo será caracterizado por quatro regimes, considerando-se os extremos das funções.

⁴Os detalhes sobre o procedimento do teste de especificação para $j > 1$, assim como, o tamanho e poder do teste de especificação proposto, podem também ser encontrados em González et alii (2005).



- (i) Indicadores Mundiais (WDI) do Banco Mundial (PIB nominal em dólar);
- (ii) *Penn World Table 7.0* (renda *per capita* medida pela PPP a preços de 2005, população, abertura comercial);
- (iii) COMTRADE das Nações Unidas (importação e exportações por tipo de produto e por parceiros comerciais);
- (iv) a base CEPII (distância entre países, área, *dummy* de fronteira comum, *dummy* de país sem acesso direto ao oceano).

No total foram eleitos 110 países⁵ considerando como critério de escolha, em primeiro lugar, a disponibilidade de dados para o período entre 1966 a 2005 utilizados no cálculo do índice de Balassa e na estimação do modelo gravitacional, ou seja, a existência de exportações e importações do país por tipo de produto e parceiro comercial. Em segundo lugar, caso o país não tenha disponibilidade de dados para todos os anos, selecionar aqueles que ao menos contenha dados nos extremos do período em análise, entre 1966 até 1985, tal como, entre 2000 e 2005, o que vai caracterizar o painel como não balanceado, conferindo um intervalo mínimo de 20 anos.

Além do mais, utilizamos a média de 5 anos com vistas a mitigar eventuais problemas ligados a ciclos de curto prazo tanto na renda *per capita* como nas variáveis de comércio internacional, como convencionalmente aceito nas regressões de crescimento, a começar do ano de 1966. Por conseguinte, cada país possui no máximo oito observações. As propriedades das variáveis utilizadas na regressão de crescimento (renda *per capita*, população, abertura comercial) são apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1: Propriedade dos Dados

Variável	n	Média	dp	max	min	Percentis	
						25	75
Renda <i>per capita</i> (PPP)	799	11.284,9	13.125,5	11.1824,9	349,5	2098,7	17.647,3
Abertura	799	72,5	48,0	399,2	6,1	43,0	91,4
População (mil)	799	37.849,1	125.230,5	1.284.282,0	57,6	2.834,3	26.800,6

Nota: dp indica o desvio padrão das variáveis.

As variáveis de transição do modelo PSTR serão dadas pelo índice de Balassa, proposto por Balassa (1965), que medirá o grau de especialização das importações e exportações de cada país em destaque. O índice avalia o percentual de concentração setorial da pauta de exportação/importação em relação à totalidade no comércio internacional ou área de referência previamente estipulada. Nesse sentido, considere p setores industriais no comércio internacional e i países, tal que, $p = 1, \dots, P$ e $i = 1, \dots, N$. O índice de Balassa é computado a partir da expressão em (6).

$$B_{ipt}^{\theta} = \frac{S_{ipt}^{\theta} / S_{it}^{\theta}}{\sum_{ip} S_{ipt}^{\theta} / \sum_i S_{it}^{\theta}} \quad (6)$$

onde, $t = 1, \dots, T$ e θ é igual a 1 quando for exportações e 2 no caso de importações. O fluxo S_{ipt}^{θ} indica as exportações/importações do setor p , país i e período t , enquanto S_{it}^{θ} é o total de exportações/importações do país i . Por seu turno, o valor de $\sum_{ip} S_{ipt}^{\theta}$ se refere ao fluxo do setor p na área de referência, enquanto $\sum_i S_{it}^{\theta}$ é o somatório do total de exportações da área de referência. Portanto,

⁵A Tabela A.1 do Anexo A apresenta a relação de todos os países constituintes da amostra.

se $B_{ipt}^{\theta} > 1$ indica que o país possui vantagens comparativas na exportação/importação do setor p , ou seja, o market share do setor p nas exportações/importações do país i é superior ao market share da área de referência. Caso contrário, se $B_{ipt}^{\theta} < 1$, o país não possui vantagens comparativas das exportações/importações no setor p . É possível ainda interpretar este índice em termos do grau de especialização dos setores.

Como destacado anteriormente, este artigo irá medir o grau de vantagem comparativa considerando dois principais setores, conforme os grupos disponíveis da base de dados SITC Rev.1 da UN COMTRADE: (1) *commodities* (grupos de 0 a 4 que inclui produtos primários como alimentos, óleos vegetais, bebidas, fibras, combustíveis minerais, gás natural, lubrificantes, minérios e tabaco); e (2) indústria de bens de capital, intermediários e de consumo (grupos de 5 a 8 que inclui produtos químicos, têxteis, móveis, siderúrgicos, máquinas e equipamentos), aqui vamos denominar como o grupo de bens manufaturados. O setor 1 foi considerado o setor de referência para o cálculo do índice de Balassa, portanto, se $B_{ipt}^{\theta} > 1$ indica que o país possui pauta de exportações/importações especializada em *commodities*. A Tabela 2 apresenta as principais estatísticas descritivas do índice de Balassa, por período de cinco anos.⁶

Tabela 2: Estatísticas descritivas do índice de Balassa, por período de cinco anos

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

A partir da Tabela 2, depreende-se que a média do índice de Balassa para exportações é superior a unidade, indicando que há vantagens comparativas em *commodities* no agregado de países. Em contrapartida, o índice de Balassa para $\theta = 2$ aponta que as importações estavam especializadas no setor 2 até a primeira metade da década de 80. Note, por outro lado, que o desvio padrão, para ambas as medidas, também é crescente ao longo do tempo. O mesmo é válido para a amplitude entre os valores mínimos e máximos da amostra.

Ao segmentar as economias pela faixa de renda *per capita*, de acordo com a classificação do Banco Mundial (baixa, média baixa, média alta e alta renda), nota-se que quanto maior a renda, menor é a média do índice de Balassa associado às exportações. O mesmo vale para o índice associado às importações, como aponta a Tabela 3. De modo geral, países mais ricos tendem a ter as exportações com vantagens comparativas no setor 2 e são mais especializados na importação deste mesmo setor. Entretanto, o índice relacionado à pauta de importações, em especial, tende a ser, em relação à média, menos

⁶Importante salientar que o cálculo do fluxo de comércio da área de referência se baseou nos países que apresentaram observações para todos os oito períodos. Estes países representam 89% do valor exportado e 90% do valor importado da média entre 2011-2005, período em que há informação disponível para toda a amostra. O Anexo A.1 apresenta a relação dos países constituintes da área de referência. O Anexo A.2, por sua vez, detalha os sub-setores que constituem o setor 1 de *commodities* e o setor 2 de manufaturados.



discrepante entre as faixas de renda.

Tabela 3: Estatística descritiva do índice de Balassa, por faixa de renda

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

4.2. Estratégia de Instrumentalização e Resultados

Como largamente destacado na literatura sobre crescimento econômico, a relação entre abertura comercial, medida pela participação do comércio internacional no PIB, e a renda *per capita* apresenta problemas de endogeneidade. Necessariamente, este aspecto demanda algum tipo de estratégia de instrumentalização para assim encontrarmos a relação de causalidade desejada. Sendo assim, deve-se obter variável que esteja correlacionada com a abertura comercial e que não esteja correlacionada com a renda *per capita*. Neste trabalho, esta variável é calculada a partir do método de instrumentalização de Frankel e Romer (1999), com base na estimação do modelo gravitacional do comércio internacional. Em síntese, este modelo cria uma variável baseada exclusivamente em componentes geográficos, a partir da equação de comércio bilateral para os países da amostra. De acordo com os autores, o comércio bilateral entre duas nações i_1 e i_2 , calculada como a participação da soma do valor importado e exportado entre i_1 e i_2 sobre o PIB de i_1 , é explicado, essencialmente, por aspectos geográficos, tais como, distância, população, área, existência de fronteira entre i_1 e o parceiro comercial i_2 ou a presença de costa marítima. Contudo, diferentemente de Frankel e Romer (1999), este estudo utiliza dados em painéis, fazendo com que os coeficientes da equação de comércio bilateral sejam estimados isoladamente para cada um dos oito períodos em destaque. Os resultados são apresentados na Tabela 4.

Mesmo que este estudo inclua somente 110 países ($i = 110$), a equação estimada do comércio bilateral contou com todos os parceiros comerciais, isto é, países i_2 que continham pelo menos alguma informação do fluxo de divisas das exportações e importações em relação a i_1 na base de dados da UN COMTRADE.

As estimativas das equações de comércio bilateral, aqui obtidas, não diferem muito daquela evidenciada por Frankel e Romer (1999) e estão dentro do esperado. Os coeficientes de distância são elevados, estatisticamente significantes e entram com sinais negativos nas regressões. A participação do fluxo de comércio sobre o PIB aumenta com o tamanho da população do parceiro comercial i_2 . As variáveis de tamanho de i_1 têm impacto negativo, tendo em vista que quanto maior o país, menor a sua propensão em destinar sua produção ao mercado internacional. Se, por sua vez, os países não possuem costa marítima, o impacto é negativo sobre o fluxo de comércio. Já as variáveis de interação não entraram significantes.

Vale destacar que a *dummie* de fronteira, possui coeficientes estimados elevados, condizente com o esperado; entretanto, só entram estatisticamente significantes nas últimas regressões. A razão para tanto, se deve a influência das demais interações com a *dummy* de fronteira. Quando estas interações são retiradas, a *dummie* de fronteira vem a ser significante em todos os casos. Por outro lado, sua interação com a *dummie* fechado, indicando que o país não possui costa marítima, sempre possui coe-

Tabela 4: Equação de Comércio Bilateral – Modelo Gravitacional (1970-2005)

	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
Constante	2,62*** (0,35)	2,81*** (0,30)	2,71*** (0,27)	2,76*** (0,26)	2,45*** (0,26)	1,46*** (0,24)	1,75*** (0,23)	1,69*** (0,22)
Ln Distância	-0,79*** (0,03)	-0,92*** (0,03)	-0,99*** (0,03)	-1,08*** (0,03)	-1,07*** (0,03)	-1,03*** (0,02)	-1,12*** (0,02)	-1,24*** (0,02)
Ln População (país i_1)	-0,17*** (0,02)	-0,22*** (0,02)	-0,17*** (0,02)	-0,10*** (0,02)	-0,10*** (0,02)	-0,07*** (0,02)	-0,07*** (0,02)	-0,03*** (0,02)
Ln Área (país i_1)	-0,19*** (0,02)	-0,11*** (0,02)	-0,12*** (0,01)	-0,13*** (0,01)	-0,13*** (0,01)	-0,13*** (0,01)	-0,09*** (0,01)	-0,06*** (0,01)
Ln População (país i_2)	0,78*** (0,02)	0,84*** (0,02)	0,88*** (0,02)	0,86*** (0,02)	0,92*** (0,02)	0,99*** (0,02)	0,99*** (0,02)	1,00*** (0,01)
Ln Área (país i_2)	-0,18*** (0,02)	-0,17*** (0,01)	-0,18*** (0,01)	-0,15*** (0,01)	-0,20*** (0,01)	-0,24*** (0,01)	-0,24*** (0,01)	-0,23*** (0,01)
Fechado	-0,74*** (0,06)	-0,84*** (0,06)	-0,88*** (0,06)	-0,93*** (0,06)	-1,03*** (0,06)	-1,14*** (0,05)	-1,14*** (0,04)	-1,17*** (0,04)
Front	0,99 (1,75)	0,90 (1,23)	1,70 (1,27)	1,30 (1,18)	1,71 (1,14)	0,77 (1,15)	3,11*** (0,99)	2,27** (1,08)
Front*Ln Distância	-0,18 (0,32)	0,25 (0,21)	0,22 (0,23)	0,49** (0,20)	0,48** (0,19)	0,66*** (0,20)	0,50*** (0,16)	0,61*** (0,15)
Front*Ln População (país i_1)	-0,04 (0,14)	0,01 (0,11)	-0,12 (0,13)	-0,34** (0,13)	-0,47*** (0,12)	-0,31** (0,12)	-0,37*** (0,11)	-0,34*** (0,10)
Front*Ln Área (país i_1)	-0,07 (0,13)	-0,10 (0,11)	-0,06 (0,13)	0,05 (0,12)	0,17 (0,12)	0,04 (0,13)	0,01 (0,12)	-0,03 (0,11)
Front*Ln População (país i_2)	0,11 (0,14)	-0,14 (0,11)	-0,17 (0,12)	0,02 (0,13)	0,01 (0,11)	-0,12 (0,11)	-0,03 (0,11)	-0,13 (0,09)
Front*Ln Área (país i_2)	0,09 (0,20)	0,04 (0,13)	0,04 (0,13)	-0,15 (0,12)	-0,16 (0,11)	-0,05 (0,11)	-0,14 (0,10)	-0,05 (0,09)
Front*Fechado	0,76*** (0,19)	0,75*** (0,16)	0,67*** (0,17)	0,79*** (0,18)	0,80*** (0,19)	0,87*** (0,15)	0,88*** (0,14)	0,97*** (0,14)
n	6.813	8.143	9.235	9.351	9.794	12.394	14.409	15.924
R^2	0,35	0,38	0,40	0,42	0,44	0,44	0,44	0,44

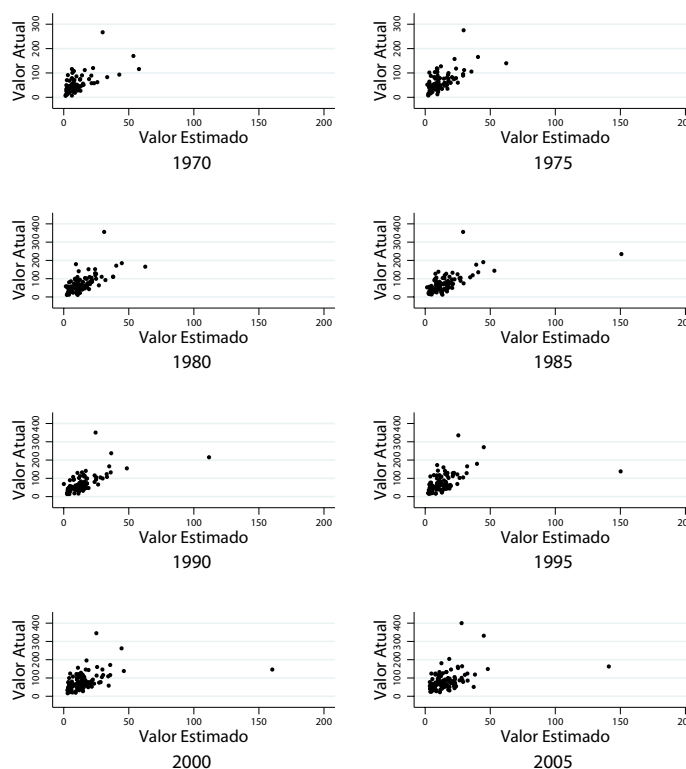
Nota: A variável dependente é o ln da participação da soma do valor importado e exportado entre i_1 e i_2 sobre o PIB de i_1 . Os desvios padrões entre parênteses são robustos. Fechado é a *dummy* que indica se o país não possui costa marítima. Front é *dummy* que indica se o país possui fronteira com seu parceiro comercial. *** 1% de significância, ** 5% de significância, * 10% de significância.



ficiente estimado com 1% de significância estatística e sinal positivo, evidenciando que quando o país i_1 é fechado ao oceano, a existência de uma fronteira com o parceiro comercial i_2 pode compensar essa restrição geográfica, elevando o fluxo total de comércio entre as duas nações.

O próximo passo que Frankel e Romer (1999) propõem é agregar os valores previstos do logaritmo natural da participação do fluxo de comércio entre i_1 e i_2 sobre o PIB para cada i . A partir daí, elimina-se todos os efeitos determinantes do comércio bilateral que não sejam oriundos de fatores geográficos. Por não estarem correlacionados com a renda, torna-o bom instrumento para a variável abertura comercial. O Gráfico 1 apresenta a dispersão entre o valor atual da participação do fluxo do comércio bilateral sobre o PIB em relação ao seu valor estimado (variável instrumental), para cada um dos oito períodos. Cabe agora observar se a abertura comercial influencia a renda per capita, utilizando dados em painel não balanceado para um conjunto de 110 economias.

Gráfico 1 – Dispersão entre o valor atual da abertura comercial e o valor estimado



A variável \ln da renda *per capita* é regredida sobre o \ln da abertura comercial tal como sobre o \ln das variáveis de tamanho do país, neste caso, apenas população, uma vez que a variável área é constante ao longo do tempo, sendo, portanto, incorporada ao efeito fixo. Na Tabela 5 são apresentados seis modelos:

- (1) mínimos quadrados, sem instrumento;
- (2) mínimos quadrados com instrumento;

Tabela 5: Modelo Linear para relação entre Renda *per capita* e Abertura Comercial

	1	2	3	4	5	6	7
	OLS	OLS-IV	FE	FE-IV	FE	FE-IV	FE-IV
	<i>dummies</i> de tempo						
$\hat{\beta}_{01}$ - Ln abertura	1,53*** (0,04)	1,70*** (0,04)	0,49*** (0,04)	0,96*** (0,17)	0,23*** (0,04)	0,67*** (0,23)	0,71*** (0,21)
$\hat{\beta}_{02}$ - Ln população	0,26*** (0,02)	0,19*** (0,02)	0,18*** (0,04)	0,01 (0,07)	-0,71*** (0,06)	-0,64*** (0,08)	-0,55*** (0,08)
$\hat{\beta}_{03}$ - Ln Balassa ($\theta = 2$)							-0,11* (0,06)
<i>n</i>	799	799	799	799	799	799	799
<i>SQR</i>	1,302.32	1,345.59	42,3	49,95	27,66	33,44	34,13

Nota: A variável dependente é o ln da renda *per capita* e os desvios padrões são robustos e estão entre parênteses. *SQR* é a soma do quadrado dos resíduos. Todos os coeficientes das *dummies* de tempo são significantes a um nível de 10%. Não são reportadas para salvar espaço. *** 1% de significância, ** 5% de significância, * 10% de significância.

- (3) painel com efeito fixo, sem instrumento;
- (4) painel com efeito fixo, com instrumento;
- (5) painel com efeito fixo, sem instrumento e *dummies* de tempo;
- (6) painel com efeito fixo, com instrumento e *dummies* de tempo;
- (7) painel com efeito fixo, com instrumento, *dummies* de tempo e inclusão do índice de Balassa para importações como variável explicativa.

Este último modelo é considerado, pois, evidências de não linearidade da abertura comercial associada ao índice de Balassa, quando $\theta = 2$, podem ser meramente resultado da relação entre renda *per capita* e a especialização das importações no setor de manufaturados. Em geral, países mais ricos, com destaque para aqueles com pauta de exportações baseada em primários, tendem a possuir importações especializadas no setor 2 de manufaturados, dado que há forte demanda por bens mais sofisticados.

Os modelos aqui estimados (Tabela 5) não apresentam diferenças substanciais em relação aos resultados encontrados por Frankel e Romer (1999) e grande parte da literatura. A relação entre renda *per capita* medida pela PPP e a abertura comercial, calculada pela participação da soma do valor das exportações e importações sobre o PIB, é positiva e significativa.

Observa-se inicialmente que a estimação por mínimos quadrados superestima o impacto da abertura comercial. Nas regressões estimadas por efeito fixo esse impacto é menor. Por outro lado, ao controlar por efeitos fixos e tratar abertura comercial como endógena e, portanto, instrumentalizada, o valor do coeficiente é elevado em mais de 50%. Adicionando-se *dummies* de tempo, a magnitude do coeficiente estimado da abertura comercial novamente diminui, mas mantém o sinal positivo e significativo.

Tomando como base o modelo 6, temos que o aumento de 1 ponto percentual na participação do fluxo de comércio no PIB (exportações + importações) eleva em 0,67% a renda *per capita*. Portanto, a abertura comercial importa para explicar o diferencial de renda entre países. Note ainda pelo modelo 7 que o índice de Balassa é negativo como esperado. Por conseguinte, maior grau de especialização da pauta de importações em *commodities* esta associado à menor renda *per capita*. Entretanto, a introdução desta variável não influencia decisivamente a magnitude do coeficiente da abertura comercial.



Posto isto, convém avaliar, através dos testes de especificação destacados na seção anterior, se os dados podem ser caracterizados de acordo com a especificação do PSTR. Os p -valores dos testes de especificação são apresentados na Tabela 6, tomando como base a função de transição B_{ipt}^θ , para $\theta = 1, 2$. Considera-se aqui que somente a variável abertura comercial possui padrão não linear.

Tabela 6: Resultados do Teste de Especificação (p -valor)

FE		FE-IV		com <i>dummies</i> de tempo					
ST	HC	ST	HC	ST	HC	ST	HC	ST	HC
H0: Modelo Linear versus Modelo PSTR(1)									
0,000	0,003	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
H0: Modelo PSTR(1) versus Modelo PSTR(2)									
0,164	0,183	0,025	0,043	0,089	0,175	0,051	0,088	0,209	0,224
0,001	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
H0: Modelo PSTR(2) versus Modelo PSTR(3)									
0,420	0,408	0,272	0,292	0,165	0,199	0,216	0,246	0,235	0,254
0,440	0,663	0,778	0,864	0,007	0,126	0,055	0,398	0,029	0,337

Nota: ST indica os desvios padrões convencionais e HC os desvios padrões robustos. Os testes de linearidade se baseiam nos modelos somente estimados por efeito fixo apresentados na Tabela 5.

O primeiro teste de especificação rejeita, aos níveis convencionais de significância, a hipótese nula de que os modelos lineares melhor caracterizam os dados em detrimento do modelo de painel com pelo menos uma função de transição, independente do valor que θ assume. Seguindo estratégia proposta por Teräsvirta (1994) como ponto de partida, estima-se o modelo PSTR(1) com a variável de transição que apresentou o menor p -valor, neste caso, o modelo associado ao índice de Balassa para exportações ($\theta = 1$). O PSTR(1), portanto, é estimado por mínimos quadrados não lineares (NLS), realizando a transformação descrita em (4).

Estipulou-se valor inicial para c_1 igual a unidade, enquanto que para o vetor de elasticidades foram utilizados os valores dos coeficientes estimados nos modelos lineares. Com vistas a definir o valor inicial do parâmetro de suavidade, utilizou-se um grid inicial de valores, como destacado na seção 3. Tal como Caner e Hansen (2004), supõem-se que as formas reduzidas das regressões com variável instrumental são lineares. Para salvar espaço, os modelos PSTR(1) estimados não serão reportados.

Após a execução dos modelos PSTR(1), realiza-se novo teste de especificações para avaliar se os modelos de painel de transição suave com duas funções de transição são ainda melhores para caracterizar os dados. Como aponta a terceira e quarta linha de p -valores da Tabela 6, em todos os modelos estimados por efeito fixo, ainda há evidências, aos níveis convencionais de significância, de não linearidade adicional em relação ao índice de Balassa quando $\theta = 1$. Entretanto, houve maior nível de rejeição da hipótese nula, considerando $\theta = 2$, portanto, convém estimar o modelo PSTR(2) com variáveis de transição dadas pelo índice de Balassa para as exportações e importações.

A Tabela 7 apresenta os coeficientes estimados dos modelos não lineares, com os seus respectivos desvios padrões robustos. Para facilitar a interpretação, como sugere Gonzales et al (2005), na quarta parte da mesma tabela, são reportados as estimativas dos impactos da variável abertura comercial nos extremos dos regimes quando $g(B_{ipt}^1; \gamma_1, c_1) = 0$ ou 1 e $g(B_{ipt}^2; \gamma_2, c_2) = 0$ ou 1 .

Tabela 7: Modelo não linear PSTR(2) para relação entre Renda *per capita* e Abertura Comercial

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	FE	FE-IV	FE	FE-IV	FE-IV
	com <i>dummies</i> de tempo				
$\hat{\beta}_{01}$ - Abertura	0,55*** (0,06)	1,09*** (0,18)	0,25*** (0,05)	0,84*** (0,23)	0,79*** (0,22)
$\hat{\beta}_{11}$ - Abertura [$B_{ipt}^1 > c_1$]	-0,07** (0,03)	-0,09*** (0,03)	-0,10** (0,04)	-0,10** (0,04)	-0,11** (0,04)
$\hat{\beta}_{21}$ - Abertura [$B_{ipt}^2 > c_2$]	-0,08*** (0,03)	-0,10*** (0,02)	-0,09*** (0,02)	-0,10*** (0,02)	-0,09*** (0,02)
Parâmetro de Suavidade ($\hat{\gamma}_1$)	5,9	5,2	1,9	2,5	2,3
Limiar (\hat{c}_1)	0,82*** (0,24)	0,84*** (0,21)	0,99* (0,58)	0,93** (0,42)	0,83** (0,47)
Parâmetro de Suavidade ($\hat{\gamma}_2$)	3,6	4,0	2,9	3,0	3,1
Limiar (\hat{c}_2)	0,46*** (0,10)	0,58*** (0,06)	0,60*** (0,07)	0,61*** (0,07)	0,61*** (0,08)
$\hat{\beta}_{02}$ - População	0,28*** (0,06)	0,16* (0,08)	-0,57*** (0,07)	-0,47*** (0,08)	-0,57*** (0,08)
$\hat{\beta}_{03}$ - Ln Balassa ($\theta = 2$)					0,10 (0,09)
<i>n</i>	799	799	799	799	799
<i>SQR</i>	40,1	43,47	24,19	24,06	24,07
$\hat{\sigma}_{NL}/\hat{\sigma}_L$	0,98	0,94	0,94	0,92	0,84
$H_0 : c_1 = 1$ (p-valores)	0,448	0,435	0,986	0,862	0,714
$H_0 : c_2 = 1$ (p-valores)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
R1 ($\hat{\beta}_{01}$)	0,55 [0,000]	1,09 [0,000]	0,25 [0,000]	0,84 [0,000]	0,79 [0,000]
R2 ($\hat{\beta}_{01} + \hat{\beta}_{11}$)	0,48 [0,000]	0,99 [0,000]	0,15 [0,000]	0,74 [0,001]	0,68 [0,001]
R3 ($\hat{\beta}_{01} + \hat{\beta}_{21}$)	0,47 [0,000]	0,99 [0,000]	0,16 [0,000]	0,73 [0,002]	0,70 [0,001]
RA ($\hat{\beta}_{01} + \hat{\beta}_{11} + \hat{\beta}_{21}$)	0,4 [0,000]	0,9 [0,000]	0,06 [0,000]	0,64 [0,005]	0,60 [0,004]
$H_0 : \hat{\beta}_{01} = \hat{\beta}_{01} + \hat{\beta}_{11}$	0,012	0,002	0,011	0,013	0,015
$H_0 : \hat{\beta}_{01} = \hat{\beta}_{01} + \hat{\beta}_{21}$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
$H_0 : \hat{\beta}_{01} = \hat{\beta}_{01} + \hat{\beta}_{11} + \hat{\beta}_{21}$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
$H_0 : \hat{\beta}_{01} + \hat{\beta}_{11} = \hat{\beta}_{01} + \hat{\beta}_{21}$	0,702	0,876	0,915	0,865	0,756
$H_0 : \hat{\beta}_{01} + \hat{\beta}_{11} = \hat{\beta}_{01} + \hat{\beta}_{11} + \hat{\beta}_{21}$	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000
$H_0 : \hat{\beta}_{01} + \hat{\beta}_{21} = \hat{\beta}_{01} + \hat{\beta}_{11} + \hat{\beta}_{21}$	0,012	0,002	0,011	0,013	0,015

Nota: a variável dependente é o ln da renda *per capita* e os desvios padrões são robustos para heterocedasticidade e estão entre parênteses. *SQR* é a soma do quadrado dos resíduos, σ_{NL} é o desvio padrão do resíduo do modelo não linear e σ_L do modelo linear. *R* indica o regime e os valores entre colchetes indicam o p-valor do teste conjunto *F* robusto para heterocedasticidade dos coeficientes de abertura comercial. Todos os coeficientes das *dummies* de tempo são significantes a um nível de 10%. Não são reportadas para salvar espaço. *** 1% de significância, ** 5% de significância, * 10% de significância.

O valor dos coeficientes $\hat{\gamma}_1$ e $\hat{\gamma}_2$ são baixos indicando que a transição entre regimes é suave e com isso a elasticidade da abertura comercial, em cada regime, não é única e varia continuamente entre os extremos das funções de transição. Os dois limiares estimados são significantes a um nível de 10%. Entretanto, não é possível rejeitar a hipótese nula de que \hat{c}_1 é estatisticamente diferente de um, trazendo evidências de que mudanças de regimes estão diretamente relacionadas à especialização das exportações no setor 1 de *commodities*. O mesmo não é válido para o coeficiente \hat{c}_2 com magnitude inferior e estatisticamente diferente da unidade. Neste caso, a alternância de regimes do impacto da abertura comercial sobre a renda está condicionada ao grau de especialização da pauta de importações no setor 2 de manufaturados.⁷

Como os impactos da abertura comercial são computados pela combinação das somas dos coeficientes estimados ($\hat{\beta}_{01}, \hat{\beta}_{11}, \hat{\beta}_{21}$) nos extremos das funções de transição, realiza-se também o teste *F* robusto para avaliar se estes coeficientes são conjuntamente diferentes de zero. Em todos os regimes, o impacto da abertura comercial é positivo e significativo a um nível de 5%. O regime 1 é o que pode atingir maior

⁷Pelo fato do índice de Balassa ser calculado para um único setor, dentre dois estipulados, é possível traçar relação inversa entre ambos os graus de especialização.



elasticidade. Levando em conta os modelos com efeitos fixos estimados com instrumento e *dummies* de tempo, o aumento de 1% da abertura comercial equivale a um impacto máximo de 0,84% na renda *per capita*. Os regimes 2 e 3 possuem elasticidades semelhantes. Além disso, de acordo com os testes de igualdade entre as elasticidades dos quatro regimes, reportados na quinta parte da Tabela 7, não é possível rejeitar a hipótese, aos níveis convencionais, de que as elasticidades dos regimes 2 e 3 são idênticas. Sendo este o único caso. Por fim, o regime de menor impacto é o regime 4, com elasticidades de no mínimo 0,64% e 0,60%, respectivamente, nos modelos 4 e 5.

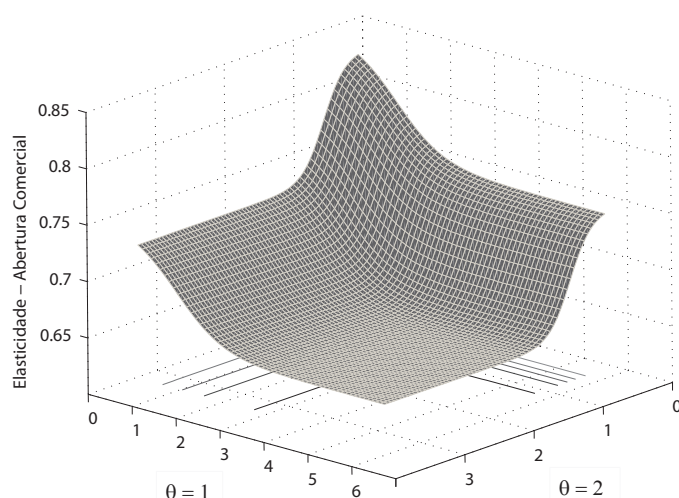
Em suma, países com vantagens comparativas em exportar *commodities*, aliados a especialização na pauta de importações no mesmo setor ($B_{ipt}^2 > 1$) ou com grau razoável de especialização no setor 2 (intervalo [0,61 e 1,00] do índice de Balassa), possuem elasticidade estimada da abertura comercial sobre a renda *per capita*, de até 0,64 nos extremos das funções de transição, considerando os dois últimos modelos. A menor entre os quatro regimes. Porém se eles passam a ter pauta de importação fortemente especializada no setor 2 não “commoditizado”, a elasticidade aumenta, deslocando-se para o regime 2. Há evidências de que os coeficientes estimados que compõem esta elasticidade são conjuntamente significantes.

Por outro lado, quando a pauta de exportação do país possui vantagens comparativas em manufaturados ($B_{ipt}^1 < 1$) e pauta de importações fortemente especializada no mesmo setor (B_{ipt}^2 inferior a 0,61), o coeficiente de impacto da abertura comercial é significativo e atinge o máximo de 0,84. Em contraste, se as importações do país forem especializadas em *commodities*, haverá um deslocamento do regime 1 para o regime 3 e a elasticidade declina atingindo o valor mínimo de 0,73, no caso do modelo 4. O teste F robusto também evidencia que os coeficientes que compõem este impacto são conjuntamente significantes aos níveis convencionais.

Vale destacar que a inclusão do índice de Balassa como variável explicativa no modelo com transição suave não altera substancialmente os resultados. Houve apenas a diminuição dos valores das elasticidades da abertura comercial e o coeficiente estimado associado ao índice muda o sinal e deixa de ser significativo a um nível de 10%. Mesmo ao considerar o regime 2, em que há países com renda *per capita* elevada, pauta de exportação baseada em *commodities* e de importações fortemente especializadas em bens manufaturados, a elasticidade pouco decresceu, passando de 0,74 para 0,68, mantendo-se estatisticamente diferente de zero. Sendo assim, não há indícios de que o condicionamento da variável de abertura comercial ao índice de Balassa, calculado para importações, esteja relacionada à eventual relação entre esta última variável e a renda *per capita*.

Com vistas a dar um panorama geral da resposta assimétrica da renda *per capita* à abertura comercial, o Gráfico 2 apresenta as elasticidades estimadas alternando continuamente de acordo com os valores das variáveis de transição.

Gráfico 2 – Alternância das elasticidades da abertura comercial em relação aos índices de Balassa (modelo 4)



Tomando como base os resultados do modelo 4 e considerando $\hat{c}_1 = 1$, verifica-se que o regime 1, dada a baixa magnitude do limiar $\hat{c}_2 = 0,61$, é o que abrange o menor número de ocorrências por período (Tabela 8), não ultrapassando 4%. A participação das economias no regime 2, por sua vez, decresce ao longo do tempo. Até 1980, sua participação era superior ao regime 3. Este último, por seu turno, pouco variou. O regime 4 de menor elasticidade, é aquele com maior participação, além de crescente ao longo do tempo. Durante os 39 anos de análise, com destaque para o período entre 1966 e 1985, mais de 20% dos países na amostra apresentaram momentos em que a estrutura de especialização da pauta do comércio internacional possibilitou altas elasticidades da abertura comercial em relação à renda *per capita*, ou seja, entre os regimes 1 e 2. Nos anos mais recentes, esta situação foi revertida e grande parte das economias estabeleceram-se entre os regimes 3 ou 4, sendo que este último passou a representar mais de 70% de participação a partir da década de 80. A evolução do percentual de países em cada regime é destacada na Tabela 8.

Tabela 8: Participação dos países por regime e período (em %)

	Regime 1	Regime 2	Regime 3	Regime 4	<i>n</i>
1966-1970	1,2	30,9	18,5	49,4	81
1971-1975	2,1	25,3	18,9	53,7	95
1976-1980	1,0	21,2	17,3	60,6	104
1981-1985	3,9	16,7	17,6	61,8	102
1986-1990	2,1	3,2	18,9	75,8	95
1991-1995	1,9	6,7	22,1	69,2	104
1996-2000	2,8	1,9	23,1	72,2	108
2001-2005	3,6	1,8	21,8	72,7	110
<i>n</i>	19	102	159	519	799

Do total de países, 59% não alternaram de regime, sendo 45% presentes no regime 4, 13% no regime 3 e apenas 1% no regime 2, equivalente a 1 caso. Daqueles que promoveram algum tipo de mudança, houve predomínio da transição do regime 2 para o 4, com 26% dos casos, seguido da transição do

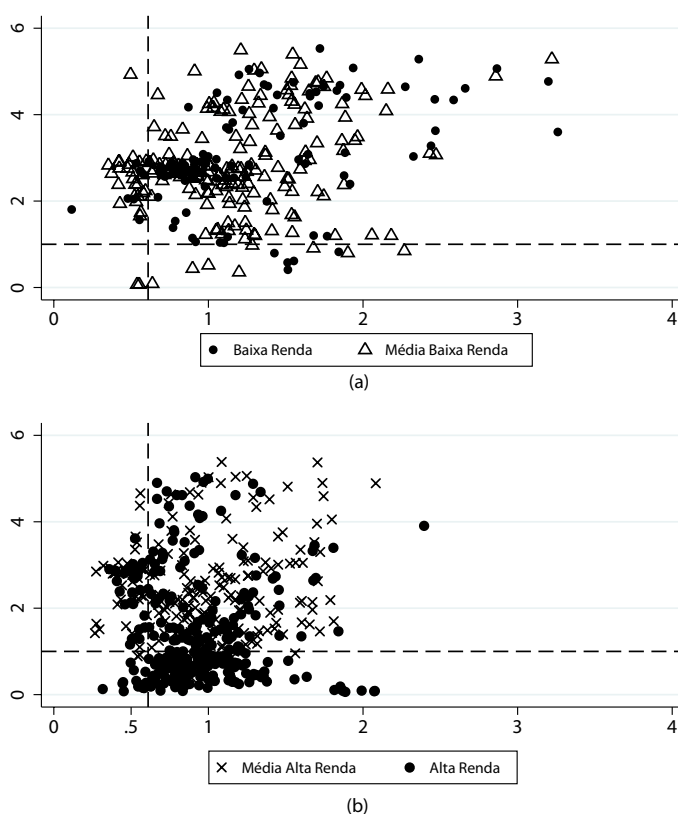


regime 4 para 3, com apenas 5% (5 casos). A alternância do regime 2 para o 4 ocorreu em sua maioria a partir da década de 80.

Ao realizar a segmentação dos países pela faixa de renda *per capita* (baixa, média baixa e média alta e alta) de acordo com a classificação do Banco Mundial e avaliar a distribuição entre regimes, depreende-se maior concentração, ao longo de todo período, dos países de alta renda no regime 3 (cerca de 46% dos casos) e cerca de 39% no regime 4. Enquanto que expressivos 74% das economias de renda média alta estão concentradas neste último regime. Os países de renda média baixa e de baixa renda possuem ainda maior predominância no regime 4, com 82% e 88% de participação, respectivamente.

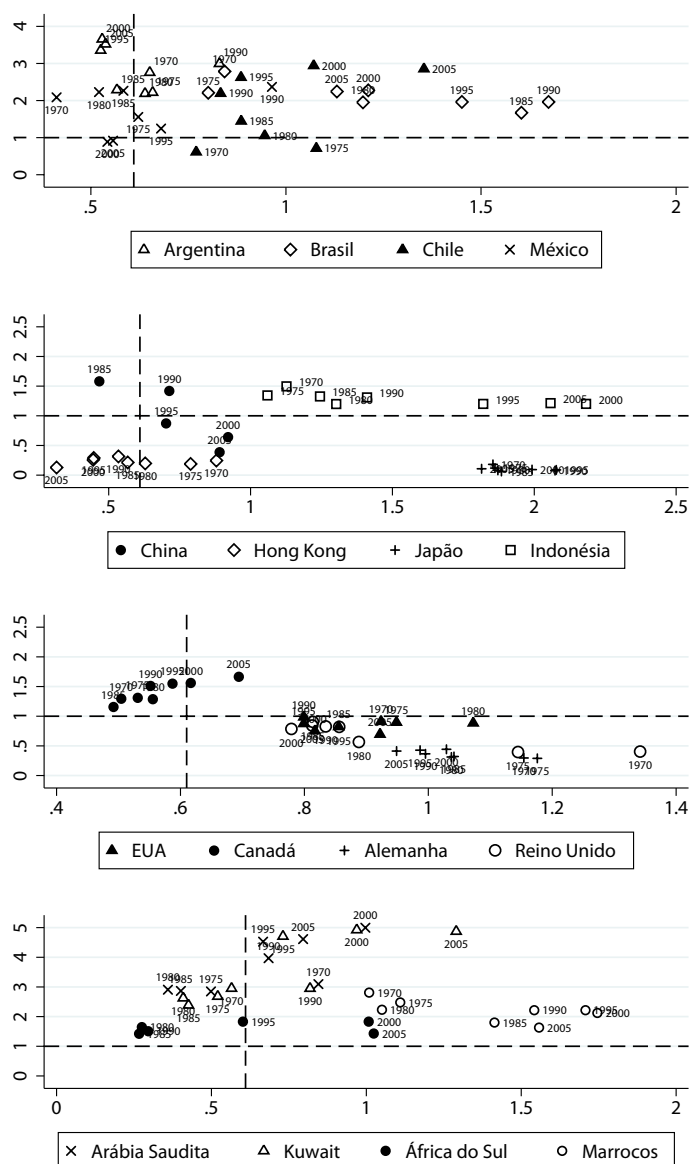
Por sua vez, as economias de renda média baixa e renda média alta foram as que apresentaram os maiores percentuais de participações no regime 2 de maior elasticidade, considerando a especialização das exportações em *commodities*, com 13% e 20%, respectivamente. Esse último aspecto se deve ao padrão de forte especialização das importações em manufaturados até a década de 80. No caso do regime 1, somente os países de alta renda apresentam 5% de participação, sendo que o restante das faixas de renda atingem apenas 1% dos casos. Vale ainda destacar que o percentual dos países de média e baixa renda não ultrapassa 5% no regime 3 de especialização das exportações em manufaturados. O Gráfico 3 de dispersão entre os índices de Balassa para $\theta = 1$ no eixo vertical e para $\theta = 2$ no eixo horizontal ilustra essa situação e apresenta a distribuição de observações para cada regime, considerando cada faixa de renda.

Gráfico 3 – Distribuição de países entre regimes e faixa de renda, considerando $\theta = 1$ (eixo vertical) e $\theta = 2$ (eixo horizontal)



Vale ainda observar a alternância de regimes para alguns países discutidos na literatura sobre crescimento econômico, como aponta o Gráfico 4. Considerando inicialmente quatro países da América Latina (Argentina, Brasil, Chile e México), há predominância dessas economias nos regimes 2 e 4. Os países asiáticos Hong Kong e Japão se estabelecem somente nos regimes 1 e 3, com maior concentração no último. Estados Unidos, Reino Unido e Alemanha estão no regime 3, durante todo o período. O Canadá alternou do regime 2 para o 4 mais recentemente. Considerando países do continente africano (África do Sul e Marrocos) e do oriente médio (Arábia Saudita e Kuwait), a distribuição entre os regimes é semelhante ao da América Latina.

Gráfico 4 – Distribuição dos principais países entre regimes, para os intervalos entre 1970 e 2005, considerando $\theta = 1$ (eixo vertical) e $\theta = 2$ (eixo horizontal)





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

4.3. Discussão dos Resultados

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

Primeiramente, tal como no artigo de Frankel e Romer (1999), constatou-se que o diferencial de renda entre os países pode ser consequência direta do grau de abertura comercial, condizente com a abordagem da teoria do crescimento endógeno. Entretanto, como evidenciado pelos testes de especificação aqui propostos, o impacto da abertura comercial sobre a renda *per capita* dos países é não linear em relação à especialização da pauta de exportações em *commodities* e do grau de especialização das importações no setor de manufaturados. Neste caso, o tipo de produto que as economias se especializam importa, seguindo o mesmo tipo de argumentação de Hausmann et alii (2007).

Em segundo lugar, a eficácia da abertura comercial não é necessariamente idêntica entre países. Considerando os coeficientes estimados do modelo 4 não linear, verifica-se que quando as exportações de uma economia são especializadas em *commodities* e pauta de importações – ou que seja também especializada nesse setor, ou que até mesmo apresente grau razoável de especialização no setor 2 de manufaturados –, o impacto da abertura comercial sobre a renda *per capita* diminui cerca de 20% em relação ao regime de maior elasticidade.

Outro aspecto relevante é o fato de que ao longo da segunda metade do século XX, houve predominância das economias definidas pelo Banco Mundial como de baixa renda no regime em que a abertura comercial possui menor eficácia sobre a renda, com destaques para as nações africanas. Além disso, neste regime, há percentual elevado de economias de média renda latino-americanas, como o Brasil, Paraguai, Peru e Uruguai, ao longo de todo o período. A partir dos anos 80 e 90 foi a vez do Chile, Colômbia, Bolívia, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicarágua e Venezuela.

Para escapar dessa situação e entrar em regime em que a abertura comercial seja mais eficaz, a pauta de importações precisa estar fortemente especializada no setor 2 de bens manufaturados, que envolvem os bens de capital, intermediários e de consumo. Contudo, é um regime com baixa permanência, sendo que grande parte dos países, a partir da década de 80, começaram a migrar para o regime 4, como já destacado. Por exemplo, a Austrália, até a década de 90, estava bem estabelecida neste regime que tem como característica a especialização das exportações em *commodities*. Contudo, a partir daí, com grau menor de especialização de suas importações no setor de manufaturados, alternou para o regime 4. A Argentina, por outro lado, fez o caminho oposto. A partir da década de 80, saiu do regime de baixa elasticidade através do aumento do nível de especialização da pauta de importações no setor de manufaturados, alternando assim para o regime 2 e permanecendo nele até 2005.

Já para as economias que possuem pauta de exportações especializada no setor de bens manufaturados, o fato de possuir estrutura de importações com níveis elevados de especialização neste mesmo setor, promove, dentre todos os regimes, a maior elasticidade da abertura comercial sobre a renda, próximo à unidade: ao elevar em 1% a participação do comércio internacional no PIB, a renda *per capita* é elevada em até 0,84%. Não obstante, este regime também possui baixa taxa de permanência. Até mesmo as nações de média ou baixa renda possuíram trajetória de curta duração com essa estrutura, mas saíram rapidamente, situação da China, nas décadas de 60 e 70. Somente, Hong Kong e Suécia estão nesse regime desde os anos 80, com índice de Balassa para exportações e importações médio de 0,14 e 0,46, respectivamente.

Vale destacar que o México vem especializando cada vez mais sua pauta de exportações e importações em produtos associados aos países ricos, como possível resultado de sua adesão ao NAFTA. O índice de Balassa ($\theta = 1$) passou de 2,36 na segunda metade nos anos 80 para 0,91 em 2005, enquanto que o índice para importações, nesse mesmo período, decresceu de 0,96 para 0,55. Logo, a economia saiu do regime de abertura comercial com menor eficácia sobre a renda para aquele de maior eficácia, na contramão de outros países latino-americanos.

Por fim, cabe destacar o regime que apresenta número elevado de países desenvolvidos. A característica principal desse regime é a pauta de exportações com vantagens comparativas em produtos manufaturados com pauta de importações menos concentrada neste setor, podendo até mesmo possuir algum grau de especialização em *commodities*. A elasticidade da abertura sobre a renda é idêntica ao regime 2 quando observados nos extremos das funções. Podem-se destacar economias de alta renda, que para grande parte do período em destaque, permaneceram neste regime, tal como, Alemanha, Áustria, Bélgica, Coréia do Sul, Estados Unidos, Finlândia, França, Hungria, Israel, Itália, Japão, Malta, Portugal, Singapura, Suécia e Reino Unido. Para se ter uma ideia da estrutura do comércio internacional desta amostra, a média do índice de Balassa para $\theta = 1$ foi igual a 0,60, indicando vantagem comparativa no setor 2 de manufaturados, e quando $\theta = 2$, o valor médio foi igual a 1,02, evidenciando baixo grau de especialização em *commodities*. Algumas economias de baixa ou média renda também apresentaram níveis elevados de permanência nesse regime, mas são exceções, tal como, Bangladesh, Filipinas, China e Paquistão. Note que esses países são grandes exportadores do setor de manufaturados de baixa ou média intensidade tecnológica.

Portanto, vislumbra-se a partir desse artigo a existência de duas rotas comuns de especialização do comércio internacional, caracterizadas por impactos distintos da abertura comercial sobre renda *per capita*. Uma rota, menos eficaz e comum aos países de baixa e média renda, que possui como principal característica vantagem comparativa das exportações em *commodities*, contudo, importações pouco especializadas em manufaturados ou exclusivamente especializadas no primeiro setor. A segunda rota, mais associada aos países de alta renda, tem estrutura da pauta de exportações especializados em manufaturados e importações com ausência ou baixa especializações neste mesmo setor.

O que de fato chama mais atenção nesse trabalho é a primeira rota. Possíveis razões para que este padrão de especialização seja menos eficaz, em termos do impacto da renda *per capita*, pode estar relacionada ao fato de que a produção de produtos primários, em geral, está associada à baixa geração de *spillovers* tecnológicos. Como consequência, não haveria ganhos satisfatórios de produtividade. Outra possível explicação, mais tradicional, estaria associada à volatilidade dos termos de troca dos bens desse setor, que vulneráveis à demanda mundial, podem promover baixo desempenho econômico.

Entretanto, mesmo que esta economia possua vantagem comparativa em *commodities*, é possível se obter maior eficácia associada a abertura comercial, com a estratégia de fortalecer sua pauta de importação no setor de manufaturados, que inclui bens de capital e os intermediários. Neste caso, entraria a explicação da teoria do crescimento endógeno sobre a relevância das importações (Grossman e Helpman, 1991), como resultado dos recursos oriundos das *commodities*, ao transferir tecnologia dos países mais ricos para os menos ricos, e, por conseguinte, levar a aumento de produtividade. Contudo, essa é uma situação pouco comum de se verificar, tanto que o regime 2, associado a este padrão, possui baixo índice de permanência e sua participação decresceu ao longo do tempo. Nestas economias, a volatilidade dos termos de trocas também poderia ser fonte de explicação da baixa permanência neste regime dada a dificuldade de se obter recursos para financiamento dos bens manufaturados estrangeiros, e, por conseguinte, manter por muito tempo grau elevado de especialização nesse setor.

Por outro lado, independente da estrutura da pauta dos importados, pode-se obter maior eficácia associada à abertura comercial se houver vantagens comparativas das exportações em manufaturados. Sendo assim, outra estratégia para auferir tal benefício é a criação de vantagens comparativas, através, por exemplo, de um mecanismo *a la* "cost discovery" de Hausmann e D. (2003), na produção de bens manufaturados. Isso significa desenvolver produtos associados a países ricos, tais como, bens intermediários e de capital, ou até mesmo, bens de consumo com menor intensidade tecnológica, como é o



caso da cadeia final de têxteis ou da indústria de consumo mais tradicional. Não é por acaso que nações como a Coreia do Sul, China, Índia, Singapura e Tailândia são adeptos desse mecanismo, optando por produzir bens de “países desenvolvidos” beneficiando-se, por conseguinte, de maior eficácia associada a maior abertura comercial.

5. CONCLUSÃO

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

Quando comparado a países com vantagens comparativas das exportações em manufaturados, o impacto da abertura comercial sobre a renda é inferior às economias cujas exportações são especializadas em *commodities* e há baixa especialização das importações em manufaturados. É possível escapar desse regime caso a pauta dos importados esteja altamente especializada em bens manufaturados, que inclui bens intermediários e de capital.

Portanto, através da abordagem aqui discutida, para que uma nação alcance maior eficácia resultante da abertura comercial, é necessário, ou que sejam produzidos bens manufaturados e direcioná-los às exportações, diversificando sua produção, como observado no caso chinês e outros asiáticos, ou mesmo, absolvê-los por meio das importações, tal que sua pauta de importações seja altamente especializada nesse setor, como foi verificado, em anos mais recentes, para o México e Argentina.

BIBLIOGRAFIA

- Balassa, B. (1965). Trade liberation and revealed comparative advantage. *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 33:99–123.
- Ben-David, D. (1993). Equalizing exchange: Trade liberalization and income convergence. *Quarterly Journal of Economics*, 108:653–679.
- Bolaky, B. & Freund, C. (2004). Trade, Regulations, and Growth. World Bank Policy Research Paper Series n. 3255.
- Calderon, C., Loayza, N., & Schmidt-Hebbel, K. (2006). External conditions and growth performance. In Caballero, R., Calderon, C., & Cespedes, L. F., editors, *External Vulnerability and Preventive Policies*. Central Bank of Chile.
- Caner, M. & Hansen, B. E. (2004). Instrumental variable estimation of a threshold model. *Econometric Theory*, 20:813–543.
- Chang, R., Kaltani, L., & Loayza, N. (2009). Openness can be Good for Growth: The Role of Policy Complementarities. *Journal of Development Economics*, 90:33–49.
- Dijk, D. V., Teräsvirta, T., & Franses, P. H. (2002). Smooth Transition Autoregressive Models A Survey of Recent Developments. *Econometric Reviews*, 21:1–47.
- Dollar, D. (1992). Outward-oriented developing economies really do grow more rapidly: Evidence from 95 LDCs. *Economic Development and Cultural Change*, 40:523–544.
- Dollar, D. & Kraay, A. (2004). Trade, growth, and poverty. *Economic Journal*, 114:F22–F49.
- Edwards, S. (1998). Openness, productivity and growth: What do we really know? *Economic Journal*, 108:383–398.

- Feenstra, R. C., Dorsati, M., Tzu-Han, Y., & Chi-Yuan, L. (1999). Testing Endogenous Growth in South Korea and Taiwan. *Journal of Development Economics*, 60:317–341.
- Feenstra, R. C. & Kee, H. L. (2008). Export variety and country productivity: Estimating the monopolistic competition model with endogenous productivity. *Journal of International Economics*, 74:500–518.
- Frankel, J. & Romer, D. (1999). Does trade cause growth? *American Economic Review*, 89:379–399.
- Funke, M. & Ruhwedel, R. (2001). Product Variety and Economic Growth: Empirical Evidence from the OECD Countries. *IMF Staff Papers*, 48:225–242.
- González, A., Teräsvirta, T., & Van Dijk, D. (2005). Panel Smooth Transition Regression Models. SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, n. 604.
- Granger, C. W. J. & Teräsvirta, T. (1993). *Modeling Nonlinear Economic Relationships*. New York: Oxford University Press, 1 edition.
- Grossman, G. & Helpman, E. (1991). *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge, The MIT Press, 1 edition.
- Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93:344–368.
- Hausmann, R. & D., R. (2003). Economic development as self-discovery. *Journal of Development Economics*, 72:603–633.
- Hausmann, R., Hwang, J., & Rodrik, D. (2007). What You Export Matters. *Journal of Economic Growth*, 12:1–25.
- Prebisch, R. (1950). *The Economic Development of Latin American and Its Principal Problems*. NY: United Nations, Department of Economic Affairs.
- Rodríguez, F. & Rodrik, D. (2000). Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic's Guide to Cross-National Evidence. In Bernanke, B. S. & Rogoff, K., editors, *NBER Macroeconomics Annual 2000*. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Sachs, J. D. & Warner, A. M. (1995). Economic reform and the process of global integration. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:1–118.
- Sachs, J. D. & Warner, A. M. (1999). The Big Push, Natural Resource Booms, and Growth. *Journal of Development Economics*, 59:43–76.
- Sachs, J. D. & Warner, A. M. (2001). Natural Resources and Economic Development: The Curse of Natural Resources. *European Economic Review*, 45:827–838.
- Teräsvirta, T. (1994). Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autorregressive Models. *Journal of the American Statistical Association*, 89:208–218.
- Wacziarg, R. (2001). Measuring the Dynamic Gains from Trade. *World Bank Economic Review*, 15:393–429.
- Wacziarg, R. & Welch, K. H. (2008). Trade liberalization and growth: new evidence. *World Bank Economic Review*, 22:187–231.
- Warner, A. (2003). Once more into the breach: Economic reform and global integration. Center for Global Development, Working Paper n. 34.
- Williamson, J. G., Blattman, C., & Hwang, J. (2004). The Impact of the terms of trade on economic development in the periphery, 1870-1939: volatility and secular chance. NBER Working Paper 10600.



A. ANEXO

A.1. Anexo A

Tabela A-1: Propriedade dos Dados, por país

País	n	Média			Desvio Padrão		
		Renda per capita	Abertura	População (mil)	Renda per capita	Abertura	População (mil)
Baixa Renda							
Bangladesh	6	764,1	23,7	111.45	127,4	8,4	20.976,5
Benin	7	975,5	67,9	4.45	123,9	14,1	1.831,8
Burkina Faso	7	645,0	33,3	8.102	94,2	6,5	3.010,2
Burundi	5	471,9	28,7	5.489	78,5	6,1	1.681,7
Rep. África Central	7	757,9	50,7	2.892	162,2	14,2	943,0
Etiópia	5	430,5	27,4	53.988	33,6	9,7	11.943,4
Gâmbia	6	1.252,9	91,6	906	71,0	10,4	424,7
Guine-Bissau	5	1.003,5	48,2	890	118,9	14,5	322,7
Quênia	6	1.102,1	48,3	23.884	28,8	6,1	6.733,8
Madagascar	8	923,7	46,3	10.906	159,4	9,9	3.802,5
Malawi	8	549,9	47,7	8.082	93,3	5,7	3.087,4
Mali	7	608,5	51,5	7.706	138,6	7,4	2.203,8
Nepal	7	694,9	36,6	18.71	135,2	14,0	5.051,3
Serra Leoa	5	759,2	45,6	3.576	151,7	12,2	571,8
Togo	8	972,5	73,6	3.353	180,0	16,2	1.288,7
Zimbábue	5	396,8	59,5	10.349	56,6	13,0	1.600,8
Média Baixa Renda							
Belize	7	5.798,4	106,1	189	1.660,2	15,2	50,6
Bolívia	8	2.960,1	50,6	6.212	209,2	2,8	1.585,4
Camarões	8	1.781,2	47,0	10.84	310,4	8,5	3.618,3
Costa do Marfim	7	1.469,5	75,1	11.024	122,3	8,0	5.028,3
Egito	8	2.227,0	46,2	49.808	1.065,3	8,7	13.288,0
El Salvador	8	4.542,3	58,7	4.759	619,2	9,3	888,8
Fiji	8	3.380,0	108,7	679	595,2	12,0	117,1
Gana	7	1.343,4	50,0	13.993	150,6	31,5	4.911,5
Guatemala	8	4.844,7	59,4	8.084	579,8	7,6	2.432,6
Guiana	6	2.804,6	125,1	751	393,2	9,2	33,1
Honduras	8	2.948,4	92,8	4.388	298,4	21,3	1.548,7
Índia	8	1.329,0	16,7	779.046	470,9	8,7	185.554,7
Indonésia	8	1.896,9	49,1	168.616	852,7	11,8	37.419,5
Marrocos	8	2.080,3	52,8	22.143	477,0	6,4	5.034,9
Nicarágua	8	2.784,7	60,5	3.408	761,1	16,4	1.158,0
Nigéria	8	1.356,7	46,0	88.788	282,3	14,5	27.825,2
Paquistão	7	1.364,2	27,6	112.85	373,9	3,2	34.063,3
Papua Nova Guiné	6	2.145,0	97,3	3.696	218,4	16,0	1.099,4
Paraguai	8	3.070,9	72,6	3.901	642,1	28,3	1.224,7
Filipinas	8	2.244,1	64,5	59.717	290,2	27,1	17.604,2
Senegal	8	1.223,5	54,7	6.976	61,8	10,4	2.186,4
Sri Lanka	8	1.709,8	67,8	16.161	757,8	9,4	2.721,8
Sudão	7	1.247,5	29,7	23.598	168,9	6,4	9.095,6
Síria	7	2.787,2	56,2	11.911	595,9	12,0	3.929,3
Tonga	7	5.238,3	85,2	94	1.846,3	10,2	5,0
Zâmbia	6	1.189,4	75,9	7.277	356,2	13,6	2.985,1
Média Alta Renda							
Argélia	8	4.697,3	54,1	22.348	620,9	9,3	6.788,0
Argentina	8	7.997,0	19,6	30.889	668,3	7,9	5.411,0
Brasil	8	5.928,4	13,8	137.835	1.173,2	5,5	32.947,0
Chile	8	6.041,6	49,4	12.287	2.369,6	13,5	2.363,6
China	5	1.341,0	38,1	1.172.498	1.172,5	12,6	103.879,9
Colômbia	8	5.041,3	30,8	30.35	949,2	4,8	7.237,2
Costa Rica	8	7.601,6	70,7	2.767	1.044,0	15,4	874,0

Continua na próxima página...

Tabela A-1 – Continuação

País	n	Média			Desvio Padrão			AR
		Renda per capita	Abertura	População (mil)	Renda per capita	Abertura	População (mil)	
Dominica	6	3.795,5	113,9	72	1.486,4	6,3	1,6	
Rep. Dominicana	4	4.892,5	77,0	6.307	1.575,8	3,0	1.804,6	
Equador	8	4.411,0	50,6	9.239	773,0	7,9	2.665,4	X
Gabão	7	11.256,6	98,4	867	1.995,6	11,6	311,0	
Grenada	6	7.651,9	116,8	96	4.194,9	9,9	4,7	
Iran	5	7.685,5	56,3	46.631	1.903,7	17,6	20.638,5	
Jamaica	7	8.235,3	94,7	2.358	814,2	14,0	220,7	
Jordan	8	3.355,3	107,2	2.984	473,1	27,6	1.361,3	X
Malásia	8	5.542,4	128,7	16.627	2.886,7	52,1	5.103,4	
Mauritius	5	4.590,9	121,4	1.091	2.147,1	10,9	111,5	
México	8	9.200,7	36,3	77.273	1.546,3	16,8	19.223,7	X
Panama	6	5.263,6	151,7	2.442	1.442,5	21,3	442,0	X
Peru	8	4.824,2	38,9	19.697	396,1	8,3	5.142,9	X
Saint Lucia	6	7.180,1	131,0	139	2.878,3	15,6	14,1	
Seychelles	7	16.911,7	139,0	70	6.702,9	27,5	8,5	
África do Sul	6	5.542,7	51,2	35.984	418,3	6,0	9.053,8	
Suriname	5	8.689,9	112,1	407	1.351,5	31,2	28,7	
Tailândia	8	3.668,4	68,6	50.656	1.959,1	34,5	10.006,1	X
Tunísia	8	3.951,6	76,2	7.392	1.060,6	19,2	1.826,6	X
Turquia	8	6.165,8	25,3	51.812	1.526,1	14,7	12.927,0	X
Uruguai	8	6.534,1	38,0	3.016	1.427,5	9,6	172,1	X
Venezuela	8	9.090,3	48,2	17.344	962,3	5,3	5.282,0	X
Alta Renda								
Austrália	8	25.800,4	33,1	15.936	6.216,1	5,7	2.648,1	X
Áustria	8	24.660,6	70,5	7.739	6.934,8	13,6	284,4	X
Bahrain	6	22.140,6	166,2	524	3.577,1	14,3	169,4	X
Barbados	8	24.755,5	115,0	258	1.914,2	11,6	13,5	X
Bélgica	8	23.367,0	124,1	9.942	6.238,8	19,2	250,9	X
Brunei	8	57.237,2	109,1	226	12.598,5	3,6	80,9	X
Canadá	8	25.516,8	56,9	26.442	5.882,3	14,1	3.834,7	X
China - Hong Kong	8	17.988,8	225,1	5.378	8.855,5	60,3	1.071,2	X
China - Macao	5	17.322,6	179,6	374	8.127,8	43,2	66,8	
Chipre	6	11.232,7	107,7	762	4.667,5	6,1	150,7	X
Dinamarca	8	24.553,3	69,8	5.139	6.064,3	9,7	163,2	X
Finlândia	8	20.945,6	57,1	4.905	5.942,8	9,9	222,1	X
França	8	22.966,0	42,4	56.77	5.307,1	7,9	3.774,8	X
Alemanha	8	23.838,7	47,5	79.443	5.509,3	11,8	2.076,2	X
Grécia	8	16.960,9	44,2	9.805	3.827,7	9,2	719,1	X
Hungria	8	11.354,4	79,1	10.392	2.238,6	29,4	219,2	X
Islândia	8	31.531,0	71,8	244	6.833,3	4,1	31,3	X
Irlanda	8	19.226,7	113,2	3.457	9.551,8	32,8	352,6	X
Israel	8	17.119,5	70,2	4.382	4.057,9	8,7	1.298,9	X
Itália	8	21.463,7	41,3	56.297	5.852,4	7,0	1.698,5	X
Japão	8	22.284,1	20,7	118.19	7.125,0	3,2	9.047,5	X
Kuwait	8	50.570,4	99,8	1.46	23.178,4	14,2	527,0	X
Malta	8	11.358,7	154,2	356	5.989,8	20,7	26,9	X
Holanda	8	25.985,3	101,1	14.555	6.023,2	12,7	1.172,7	X
Nova Zelândia	8	19.924,0	55,4	3.349	3.091,2	6,4	393,5	X
Noruega	8	31.050,1	73,7	4.183	10.623,5	3,2	245,5	X
Oman	7	12.457,5	86,5	1.693	4.393,5	11,7	646,4	
Polónia	5	8.563,6	49,0	38.022	1.959,1	11,9	876,2	
Portugal	8	13.155,3	57,8	9.794	4.624,5	8,7	493,2	X
Rep. Coreia do Sul	8	9.863,7	60,2	40.229	6.874,9	11,8	5.926,3	X
Arábia Saudita	8	18.261,4	75,3	13.83	4.253,9	10,1	6.575,3	X
Singapura	8	20.816,7	335,4	2.95	11.644,1	43,8	816,2	X
Espanha	8	18.418,4	38,2	38.005	5.428,3	11,9	2.953,2	X
Suécia	8	24.292,4	64,2	8.475	4.277,2	12,9	378,0	X

Continua na próxima página...



Tabela A-1 – Continuação

País	n	Média			Desvio Padrão			AR
		Renda per capita	Abertura	População (mil)	Renda per capita	Abertura	População (mil)	
Suíça	8	31.716,2	69,8	6.721	2.938,8	8,9	455,7	X
Trinidad e Tobago	8	13.797,0	92,1	1.143	3.234,0	8,6	126,9	X
Estados Unidos	8	29.142,9	18,8	242.634	7.293,7	4,9	31.310,3	X
Emirados Árabes	6	74.235,2	120,0	2.077	23.372,2	23,3	1.100,0	
Reino Unido	8	21.066,9	51,5	57.213	6.723,5	5,0	1.553,2	X

A.2. Anexo B

Tabela A-2: Descrição dos produtos que compõem o setor 1 de *commodities* e setor 2 de manufaturados

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