

**TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 728**

**ABERTURA COMERCIAL E DISPARIDADE DE  
RENDA ENTRE PAÍSES: UMA ANÁLISE  
EMPÍRICA\***

Ana Cristina de Souza Pedroso\*\*  
Pedro Cavalcanti Ferreira\*\*\*

Rio de Janeiro, junho de 2000

---

\* Os autores agradecem os comentários de Honório Kume e João Victor Issler. Este trabalho reproduz parcialmente a tese de mestrado de Ana Cristina de Souza Pedroso, defendida em 25 de janeiro de 2000, na EPGE/FGV.

\*\* Da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do IPEA.

\*\*\* Da EPGE/FGV.

---

## MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO, ORÇAMENTO E GESTÃO

Martus Tavares - Ministro

Guilherme Dias - Secretário Executivo



### Presidente

*Roberto Borges Martins*

### DIRETORIA

*Eustáquio José Reis*

*Gustavo Maia Gomes*

*Hubimaier Cantuária Santiago*

*Luís Fernando Tironi*

*Murilo Lôbo*

*Ricardo Paes de Barros*

*Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o IPEA fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais e disponibiliza, para a sociedade, elementos necessários ao conhecimento e à solução dos problemas econômicos e sociais do país. Inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro são formulados a partir de estudos e pesquisas realizados pelas equipes de especialistas do IPEA.*

**Texto para Discussão** tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos direta ou indiretamente pelo IPEA, bem como trabalhos considerados de relevância para disseminação pelo Instituto, para informar profissionais especializados e colher sugestões.

Tiragem: 103 exemplares

---

### SERVIÇO EDITORIAL

**Supervisão Editorial:** Nelson Cruz

**Revisão:** André Pinheiro, Elisabete de Carvalho Soares, Isabel Virgínia de Alencar Pires, Lucia Duarte Moreira, Luiz Carlos Palhares e Miriam Nunes da Fonseca

**Editoração:** Carlos Henrique Santos Vianna, Juliana Ribeiro Eustáquio (estagiária), Rafael Luzente de Lima e Roberto das Chagas Campos

**Divulgação:** Libanete de Souza Rodrigues e Raul José Cordeiro Lemos

**Reprodução Gráfica:** Edson Soares e Cláudio de Souza

#### Rio de Janeiro - RJ

Av. Presidente Antonio Carlos, 51 — 14º andar - CEP 20020-010

Telefax: (21) 220-5533

E-mail: editrj@ipea.gov.br

#### Brasília - DF

SBS. Q. 1, Bl. J, Ed. BNDES — 10º andar - CEP 70076-900

Telefax: (61) 315-5314

E-mail: editsbs@ipea.gov.br

Home page: <http://www.ipea.gov.br>

© IPEA, 2000

*É permitida a reprodução deste texto, desde que obrigatoriamente citada a fonte.*

*Reproduções para fins comerciais são rigorosamente proibidas.*

---

---

# SUMÁRIO

---

RESUMO

ABSTRACT

1 - INTRODUÇÃO .....	1
2 - ABERTURA COMERCIAL.....	3
2.1 - Como Definir e Mensurar Abertura Comercial? .....	3
2.2 - Como Apreender a Noção de Abertura Comercial? .....	6
3 - ABERTURA COMERCIAL E DISPARIDADE DE RENDA EM CORTE TRANSVERSAL E PAINEL .....	9
4 - ESTIMAÇÕES EM CORTE TRANSVERSAL .....	10
5 - ABERTURA COMERCIAL E DISPARIDADE DE RENDA EM PAINEL .....	15
6 - CONCLUSÃO .....	22
APÊNDICE A.....	24
APÊNDICE B.....	25
BIBLIOGRAFIA .....	27

---

---

## RESUMO

---

O trabalho investiga a relação entre abertura comercial e renda *per capita* entre países sob dois enfoques econométricos. São utilizadas variáveis instrumentais para lidar com o problema de simultaneidade entre renda e abertura comercial. Uma análise em corte transversal de países para 1988 examina a relação entre níveis de renda *per capita* e grau de abertura. No enfoque em painel, cujas estimações compreendem o período 1960/85, é feita uma análise das mudanças de renda *per capita* e grau de abertura. Os resultados gerados pela pesquisa mostram pouca relevância da abertura comercial para explicar a disparidade de renda entre os países. Portanto, em termos de políticas públicas, os governos não devem abrir suas economias calcados na idéia de que a abertura é condição suficiente para alcançar um maior nível de renda.

---

---

# ABSTRACT

---

This paper investigates the empirical relation between openness and income per capita inequality across nations. Two econometric models utilizing instrumental variables are used to deal with the problem of simultaneity of openness and income. The cross-section analysis is used to test the relation for 1988. The panel approach considers variations in openness indicators and income levels across time and countries for 1960/85. The results show that openness does not explain income per capita disparity across nations. Therefore governments should not recommend trade liberalization based on the idea that openness guarantees a higher income level.

---

## 1 - INTRODUÇÃO

A motivação para este trabalho é tentar responder a uma questão bastante controversa: os países com menores barreiras ao comércio internacional alcançam maior progresso econômico? A despeito de instituições multilaterais, tais como o Fundo Monetário Internacional (FMI) e o Banco Mundial, recomendarem políticas de abertura ao exterior, tal assertiva não está firmemente assentada sobre os princípios da economia positiva. Do ponto de vista teórico, existem modelos que estabelecem uma relação, tanto positiva quanto negativa, da abertura comercial com crescimento econômico.<sup>1</sup> Do ponto de vista empírico, existe uma profusão de estudos que “comprovam” o impacto benéfico da abertura comercial sobre taxas de crescimento da renda. No entanto, tais estudos não podem estabelecer um conjunto coerente de resultados, pois, de um lado, divergem quanto à base de dados e técnicas econométricas utilizadas, além de apresentarem falhas metodológicas recentemente enfatizadas pela literatura. De outro, poucos são os estudos econométricos que estimam o impacto da abertura comercial sobre a disparidade de rendas.

O objetivo desta pesquisa é investigar a influência da orientação comercial sobre os níveis de renda, usando duas abordagens econométricas: corte transversal e painel. Nos dois enfoques serão levados em consideração os problemas de utilizar *proxies* para a abertura comercial e o da simultaneidade entre renda e abertura.

Os estudos que relacionam abertura comercial e nível de renda tratam a questão em corte transversal. Nesta literatura destacam-se os trabalhos de Frankel e Romer (1996) e Hall e Jones (1998). O primeiro estima o impacto da intensidade de comércio (soma das exportações com as importações sobre o PIB) sobre o nível de renda *per capita*, levando em consideração o problema de endogeneidade entre renda e abertura. Para isso uma variável instrumental é criada: a intensidade de comércio prevista pelas características geográficas dos países. Com este instrumento, os autores estimam o impacto da intensidade de comércio sobre o nível de renda *per capita*, usando a função de produção e o método de estimação propostos por Mankiw, Romer e Weil (1992). Nesta especificação, o impacto da abertura é positivo e significativo. No entanto, como as estimações de Mankiw, Romer e Weil (1992) têm sido severamente criticadas com relação ao método de estimação (mínimos quadrados ordinários), à forma funcional da função de produção e à imposição do mesmo nível de produtividade entre todos os países, os resultados de Frankel e Romer (1996) podem ser questionados. Já Hall e Jones (1998), partindo do princípio de que os determinantes de longo prazo do nível de renda dependem da infra-estrutura social, cujas *proxies* são a qualidade da estrutura institucional e o grau de abertura comercial, avaliam indiretamente o impacto da abertura sobre a disparidade dos níveis de renda. Isto em razão da

---

<sup>1</sup> Exemplos de modelos teóricos que prevêem um impacto positivo da abertura sobre a taxa de crescimento e o nível de renda são, respectivamente, Lee (1993) e Romer (1994). Em contraposição Young (1991) mostra um impacto negativo do livre comércio sobre as taxas de crescimento. Modelos que geram efeitos ambíguos são Grossman e Helpman (1990), Chuang (1998) e Rodríguez e Rodrik (1999).

variável de infra-estrutura social ser definida como a média de um índice de qualidade institucional com um indicador subjetivo de abertura proposto por Sachs e Warner (1995b). Definida a *proxy* de infra-estrutura social, os autores estimam o impacto desta variável sobre o nível de renda, levando em consideração a endogeneidade entre aquela variável e a medida de infra-estrutura social. Instrumentos, definidos pela influência da Europa Ocidental e pelo volume do comércio explicado pela geografia proposto por Frankel e Romer (1996), são utilizados para corrigir o problema de simultaneidade mencionado. Como resultado, os autores mostram o impacto positivo da infra-estrutura social (e, por definição, da abertura comercial) sobre o nível de renda. Para esta pesquisa duas observações são relevantes em relação ao trabalho de Hall e Jones (1998). A primeira refere-se ao indicador de abertura comercial proposto por Sachs e Warner (1995a), cuja confiabilidade foi questionada em Rodríguez e Rodrik (1999). A segunda deve-se à utilização do fluxo de comércio previsto pela geografia como instrumento para a *proxy* de abertura. Não há razão para que exista correlação entre aquele indicador subjetivo e o instrumento utilizado.

O trabalho de Harrison (1996) aplica a técnica de painel e estima o impacto da abertura sobre as taxas de crescimento do produto, de acordo com o arcabouço da função de produção. Entretanto, como o exercício é realizado apenas para uma forma funcional específica e a questão de simultaneidade entre as variáveis explicativas e a taxa de crescimento do produto não é abordada, os resultados positivos da abertura sobre crescimento estão sujeitos a críticas.

Objetivando sintetizar as abordagens de Frankel (1997), Hall e Jones (1998) e Harrison (1996), adotaremos neste estudo dois enfoques econométricos: corte transversal e painel, o que se justifica pela possibilidade de duas diferentes interpretações dos efeitos da abertura comercial sobre a renda. Se abertura comercial é uma variável cuja síntese em torno de médias ou valores iniciais não implica a omissão de informações para a questão abertura comercial e disparidade de renda, então o enfoque em corte transversal adotado em Hall e Jones (1998) e Frankel e Romer (1996) deve ser utilizado. Se a abertura comercial é uma variável cujas oscilações ao longo do tempo sejam relevantes para explicar o nível de renda, estimações em painel deveriam ser realizadas, tal como Harrison (1996) fez para taxas de crescimento do produto. Portanto, como pouco se conhece sobre a natureza da abertura comercial, os dois enfoques serão utilizados.

Esta pesquisa está estruturada em seis seções, incluindo esta introdução. Na Seção 2 discute-se o conceito de abertura comercial. A Seção 3 justifica, com mais detalhes, o direcionamento da pesquisa: estimações em painel e em corte transversal. A Seção 4 propõe um modelo econométrico de estimação do impacto da abertura sobre a renda em corte transversal, destinando atenção ao problema de simultaneidade entre aquelas variáveis. A Seção 5 trata da relação entre abertura comercial e renda em painel, estimando três formas funcionais para a função de produção. O problema de endogeneidade é novamente abordado e, em particular, é desenvolvida uma variável instrumental para abertura baseada nos blocos regionais de comércio. Finalmente, na Seção 6 são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

## 2 - ABERTURA COMERCIAL

### 2.1 - Como Definir e Mensurar Abertura Comercial?

O primeiro passo na direção de uma investigação empírica sobre a relação entre abertura comercial e disparidade de rendas inicia-se pela questão fundamental de como definir a “abertura comercial”. Apesar da controvérsia associada ao tema é razoável admitirmos que o conceito de abertura “ideal” deve estar associado a idéia de neutralidade. Harrison (1996, p. 420-421) explicita este conceito:

“Neutralidade significa que os incentivos são neutros entre poupar uma unidade de moeda estrangeira através da substituição das importações ou obter uma unidade de moeda estrangeira através das exportações. Claramente, uma economia voltada para as atividades de exportação pode não ser neutra neste sentido, principalmente se direciona incentivos àquelas atividades através de mecanismos como subsídios. É também possível que a orientação da política comercial possa ser neutra na média e mesmo assim intervir em alguns setores específicos. A medida ideal de abertura comercial capturaria as diferenças entre um regime neutro, o orientado para dentro e o orientado para fora.”

Certamente, traduzir aquela noção teórica de abertura comercial em indicadores que precisem a orientação da política comercial de um país, ao longo do tempo, ou de um grupo de países, para um dado instante de tempo, não é uma tarefa trivial. Em geral, para contornar o problema, a literatura empírica se utiliza de indicadores unidimensionais, tais como tarifas e o volume de comércio, ou mesmo propõe indicadores que classifiquem países como abertos ou fechados a partir de critérios subjetivos. Mais adiante serão discutidos os principais problemas associados àqueles dois enfoques, isto é, as duas tentativas de mensurar a abertura comercial.

A leitura do grau de abertura comercial por meio de indicadores unidimensionais é feita mediante observação das barreiras ao comércio, que, segundo Prichett (1996), podem ser captadas de duas formas: por intermédio de medidas diretas de *incidência* daquelas barreiras e por meio dos *resultados* gerados pela imposição de obstáculos ao comércio. As medidas de *incidência* têm como objetivo as tarifas e qualquer tipo de restrição quantitativa (quotas, restrições administrativas etc.), enquanto as medidas de *resultado* são baseadas em preços relativos e nos fluxos de comércio.

Com relação às medidas de *resultado* baseadas em fluxos de comércio, as principais são a participação da soma das exportações com importações no PIB (intensidade de comércio) e as taxas de crescimento das importações e das exportações. Vale no entanto observar que aquelas medidas não refletem essencialmente a orientação de política comercial já que as mesmas também podem estar associadas às características geográficas, além de serem muito sensíveis aos choques macroeconômicos.

Dentre as medidas de resultado baseadas nos preços, as mais utilizadas são o prêmio da taxa de câmbio no mercado negro e os preços relativos corrigidos pela



paridade de poder de compra, calculados por Summers e Heston (1988). Nos parágrafos seguintes serão discutidos os principais problemas associados a estas duas *proxies*.

Os preços de Summers e Heston (1988), corrigidos por um índice que computa a média ponderada de preços relativos de uma cesta de bens e serviços comum a um grupo de países, viabiliza a comparação de preços que poderiam, em tese, refletir o impacto das políticas comerciais. Segundo Harrison e Ravenga (1995), duas limitações importantes devem ser apontadas para este enfoque. Em primeiro lugar, não é possível separar no índice as imperfeições no mercado doméstico das intervenções das políticas comerciais. Em segundo, existem problemas associados à própria construção do índice — os preços relativos não foram coletados para o mesmo conjunto de países ao longo dos anos —, o que comprometeria a comparação dessa *proxy* de abertura entre diferentes países ao longo do tempo.

Outra medida de resultado comumente utilizada como *proxy* de abertura é a taxa de câmbio no mercado negro, que, sob certas condições, mensura o alcance do racionamento no mercado de moeda estrangeira. As condições apontadas por Rodríguez e Rodrik (1999) foram:

a) a vigência da lei do preço único, para que possamos escrever o preço interno dos importáveis ( $p^m$ ) e exportáveis ( $p^x$ ) em função do preço daqueles bens no exterior ( $p^{m*}$ ,  $p^{x*}$ ):

$$p^m = e^m p^{m*}, \quad p^x = e^x p^{x*}$$

$$p^m/p^x = e^m p^{m*}/e^x p^{x*}$$

onde  $e^m$  e  $e^x$  são, respectivamente, as taxas de câmbio oficiais para as importações e as exportações;

b) uma forma específica de racionamento da moeda tal que *todas* as importações são financiadas mediante compra de moeda estrangeira no mercado de câmbio negro e todas as receitas de exportação são oferecidas ao Banco Central para serem trocadas de acordo com a taxa de câmbio oficial.

Se assim fosse,  $(e^m/e^x) = 1 + \text{BMP}$ , ou seja, o distanciamento entre as duas taxas de câmbio dependeria do preço da moeda estrangeira no mercado de câmbio negro. Isto equivaleria a uma restrição ao comércio, já que a razão  $p^m/p^x$ , preço doméstico dos bens importados relativo ao dos bens exportáveis, aumentaria.

Certamente, é discutível a colocação daquelas duas hipóteses. No entanto, como Rodríguez e Rodrik (1999) e Levine e Renelt (1992) enfatizaram, o problema mais grave relacionado ao uso do prêmio do câmbio no mercado negro é a sua interpretação como indicador exclusivo da política comercial. Além da política comercial propriamente dita, aquela variável é afetada pelas políticas monetária e cambial e é extremamente sensível às incertezas políticas.

Uma vez discutidos os principais problemas associados às principais medidas de resultado, voltaremos agora a atenção para as medidas de *incidência*. Elas captam a orientação das políticas comerciais por meio da observação direta dos instrumentos de política. Os tipos mais comuns são as tarifas médias, a frequência e/ou cobertura dos vários tipos de barreira não-tarifária e a razão entre a receita do imposto de importação e seu valor. Certamente, problemas de agregação são inevitáveis na tentativa de sintetizar em um único número aquelas três medidas, que incidem desigualmente sobre os diversos setores da economia.

Como usualmente a tarifa média é ponderada pelas importações, a *verdadeira* restrição ao comércio é subestimada, pois se a tarifa em um determinado setor inibiu muito o volume importado, o seu peso no cálculo da média será pequeno e, portanto, subestimaríamos a *força* daquela tarifa na sua composição média. Um conceito alternativo é o de tarifa efetiva desenvolvido por Corden (1971), que tenta capturar o grau de proteção que incide sobre o valor adicionado para um determinado setor, levando em consideração as tarifas que incidem tanto sobre os insumos como sobre o produto final. Certamente, tarifas médias calculadas a partir das tarifas efetivas por setor geram números mais próximos da verdadeira estrutura de proteção da economia. Entretanto, a dificuldade de implementação prática deste conceito limita a comparação dessas medidas entre países, já que apenas alguns as calcularam para diferentes períodos de tempo.

Os problemas metodológicos associados ao cômputo das barreiras não-tarifárias são ainda mais complexos, tanto das medidas de frequência quanto de cobertura destas restrições quantitativas. A contagem de frequência não indica a severidade das distorções, já que ao calcularmos o percentual da categoria de produtos importados sobre os quais incidem as barreiras, desconhecemos como aquelas restrições afetam o volume importado. Portanto, se um determinado país apresenta maior frequência das barreiras não-tarifárias que outro, não necessariamente o primeiro é mais *fechado* que o segundo. Além disso, a incidência de frequência de barreiras não-tarifárias depende diretamente de fatos legais e administrativos específicos a cada país (quotas, licenças, regulações sanitárias etc.), o que certamente compromete ainda mais a comparação entre países. O cômputo da cobertura das barreiras não-tarifárias também não está livre de problemas metodológicos. O cálculo desta *proxy* — percentual das importações sujeito às barreiras não-tarifárias — exclui as importações que deixam de ser realizadas em razão das restrições quantitativas, o que nos distancia da *verdadeira* severidade das barreiras não-tarifárias.

Uma vez verificada a limitação dos indicadores unidimensionais de política comercial, vale a pena mencionar as tentativas feitas pela literatura empírica de contornar aqueles problemas criando índices de abertura calcados em critérios subjetivos. O *custo* desse enfoque é o de abrir mão de critérios objetivos em prol de uma subjetividade que pode ser facilmente questionável. Como os principais indicadores de abertura subjetivos das décadas de 80 e 90 estão explicados em Edwards (1993 e 1997) e Harrison (1996), discutiremos nesta seção apenas uma das propostas mais recentes e mais citadas na literatura sobre comércio e

crescimento: o índice Openness de Sachs e Warner (1995a). Este índice qualifica uma economia como fechada (Openness = 0) se possui pelo menos uma das características :

- a) as tarifas médias são maiores ou iguais a 40%;
- b) as barreiras não-tarifárias cobrem 40% ou mais do comércio;
- c) o prêmio do câmbio no mercado negro depreciou-se no mínimo em 20% na década de 70 ou na década de 80 (ou em ambas);
- d) apresenta monopólio governamental em grande parte das exportações; e
- e) é uma economia socialista.

Recentemente, a subjetividade desse índice foi severamente criticada por Rodríguez e Rodrik (1999). Esses autores mostraram que todo o poder explicativo de Openness está sintetizado nas informações *c* e *d*, que podem ser facilmente questionadas como *proxies* isoladas de abertura comercial. Isto é, os países fechados foram aqueles que apresentaram o prêmio do câmbio no mercado negro sistematicamente alto e/ou tiveram grande participação governamental nas exportações, características que não-necessariamente indicam o fechamento da economia ao exterior, principalmente se o prêmio do câmbio no mercado negro for a variável dominante na formação de Openness.

Levando em consideração todas as dificuldades metodológicas concernentes à caracterização da abertura comercial, o ponto de partida para esta pesquisa é reconhecer a dificuldade em caracterizar países como abertos, fechados ou neutros ao comércio. Assim, o próximo passo será discutir que noção de abertura comercial poderá ser apreendida a partir do uso conjunto de indicadores imperfeitos discutidos nesta subseção.

## **2.2 - Como Aprender a Noção de Abertura Comercial?**

Na Subseção 2.1 foram bastante enfatizadas as limitações de cada uma das medidas unidimensionais descritas. Conscientes desse problema, trabalhos mais recentes, como os de Edwards (1997) e Harrison (1996), apreendem a noção de abertura utilizando um conjunto de indicadores unidimensionais. Portanto, a questão fundamental que surge em trabalhos empíricos é encontrar algum critério de avaliação para o uso de um conjunto de indicadores imperfeitos de abertura comercial. Em geral, uma das formas de analisarmos a coerência entre as *proxies* de abertura é calculando alguma medida de correlação entre elas, conforme proposto por Prichett (1996). Para um conjunto de países, esse autor calculou as correlações de posto de um conjunto de indicadores comerciais para um dado período de tempo.

Como a noção de abertura comercial também depende da dimensão tempo, além de replicarmos o exercício de Prichett (1996) calcularemos a correlação de uma

mesma *proxie* de abertura em diferentes períodos de tempo para um conjunto de países. O objetivo é investigar o comportamento individual dos indicadores.

### *Cálculo das correlações*

Na Tabela 1 calculamos a matriz de correlações de posto para cinco *proxies* de abertura na década de 80. A correlação de posto ou de Spearman permite mensurar a correlação linear em escala ordinal de um grupo de países, segundo dois critérios de abertura comercial. Como essa é uma estatística não-paramétrica, isto é, nenhuma hipótese é feita sobre a distribuição daquelas variáveis, se faz necessário um teste de hipótese. Sob a hipótese nula da correlação de posto ser zero é calculada a estatística *t* do coeficiente de Spearman [Siegel (1975)]. Portanto, se a matriz de correlação de posto apresentar coeficientes baixos ou não-significativos, isto mostra que as medidas de abertura comercial hierarquizam os países de forma diferente e, portanto, estão mensurando coisas distintas. Para que o uso conjunto de indicadores imperfeitos seja válido, e que a noção de abertura comercial em um dado instante de tempo tenha algum significado, deve existir *diálogo* entre as medidas de abertura.

Tabela 1

### **Correlação de Posto em Corte Transversal**

	BMP	OWTI	OWQI	TAX	XMY
BMP	1				
OWTI	0,2142 (1.699)	1			
OWQI	-0,0280 (-0.217)	0,3146** (2.567)	1		
TAX	0,1998 (1.579)	0,8163** (10.948)	0,4164** (3.548)	1	
XMY	-0,1891 (1.456)	-0,3092** (2.998)	-0,06 (1.158)	-0,2275** (2.269)	1

*Nota: BMP = média do prêmio do câmbio no mercado negro para o período 1985/89; OWTI = tarifas sobre os bens de capital e intermediários para o período 1985/88; OWQI = média das barreiras não-tarifárias sobre os bens de capital e intermediários para o período 1985/88; TAX = razão entre as receitas tarifárias e o valor das importações para o período 1984/85; e XMY = média da intensidade de comércio (exportações mais importações/PIB) para o período 1985/89.*

*\*\* Significativo ao nível de 5%.*

*Obs.: N = 62 países. Estatística t entre parênteses.*

Na Tabela 1, os indicadores utilizados são: BMP (prêmio do câmbio no mercado negro), OWTI (tarifas médias), OWQI (frequência das barreiras não-tarifárias), TAX (razão entre a receita tarifária e o valor das importações) e XMY (intensidade de comércio). Todas as variáveis foram obtidas de Barro e Lee (1994), exceto TAX, cuja fonte é Rodríguez e Rodrik (1999).

De acordo com a Tabela 1 podemos verificar que as *proxies* tarifas médias, barreiras não-tarifárias, receita tarifária e intensidade de comércio apresentam alguma coerência. Em particular, as correlações de posto das receitas tarifárias com as tarifas médias e as barreiras não-tarifárias são as mais altas. Vale observar

que o oposto acontece para o prêmio do câmbio no mercado negro: as correlações de Spearman dessa variável com cada uma das outras não são significativas. Portanto, para que faça sentido a noção de abertura em corte transversal, a *proxy* prêmio do câmbio no mercado negro deveria ser excluída do conjunto dos indicadores.

O próximo passo é calcularmos as correlações ao longo do tempo para cada *proxie* de abertura. As únicas variáveis disponíveis para o exercício são XMY, BMP e TAX. Para XMY e BMP, os números 1, 2, 3, 4, 5 e 6 representam as médias das variáveis calculadas para os seguintes períodos, respectivamente: 1960/64, 1965/69, 1970/74, 1975/79 e 1980/84. Para TAX, os números 70, 80 e 90 representam médias daquela variável para os períodos 1970/74, 1980/84 e 1990/94. Serão calculadas as correlações de Pearson e de posto marcadas com um asterisco nas Tabelas 4, 5 e 6. Quando a correlação de Pearson for alta entre dois períodos, diremos que a variável é muito persistente [Easterly *et alii* (1993)].

É interessante notar que as variáveis XMY e TAX são bastante persistentes ao longo do tempo, o que pode ser concluído observando as altas correlações de Pearson. Além disso, as correlações de posto mostram que para uma dada *proxie* a ordenação dos países se mantém ao longo do tempo. Já a variável BMP não mantém a mesma persistência à medida que são calculadas as correlações simples para períodos afastados. A correlação entre BMP1 e BMP5 é de 0,28, enquanto as correlações entre XMY1 e XMY5 e entre TAX70 e TAX90 são de 0,78 e 0,76, respectivamente. Portanto, como a persistência da variável BMP foge do padrão de comportamento de XMY e TAX, não parece adequado incluir o prêmio do câmbio no mercado negro no conjunto de *proxies* propostas para caracterizar a noção de abertura comercial ao longo do tempo.

Analisando as Tabelas 1, 2, 3 e 4, concluímos que é possível apreender a noção de abertura comercial se excluirmos do conjunto de indicadores o BMP. Isto porque existe algum padrão no comportamento individual das *proxies* ao longo do tempo (Tabelas 3, 4 e 5), e em um dado instante de tempo *entre as proxies* (Tabela 2), quando naquele conjunto não é inserido o prêmio do câmbio no mercado negro.

Tabela 2

**Persistência de XMY**

	XMY1	XMY2	XMY3	XMY4	XMY5
XMY1	1 1*				
XMY2	0,9676 0,9669*	1 1*			
XMY3	0,9053 0,9100*	0,9509 0,9649*	1 1*		
XMY4	0,8417 0,8543*	0,8828 0,9116*	0,9681 0,9686*	1 1*	
XMY5	0,7862 0,7831*	0,8396 0,8532*	0,9274 0,9125*	0,9654 0,9596*	1 1*

\* Indica o coeficiente da correlação de posto. Todos são significativos ao nível de 5%.

Obs.: N = 102 países.

Tabela 3

**Persistência de BMP**

	BMP1	BMP2	BMP3	BMP4	BMP5
BMP1	1 1*				
BMP2	0,8571 0,8233*	1 1*			
BMP3	0,6705 0,7055*	0,7875 0,8240*	1 1*		
BMP4	0,3512 0,7152*	0,4819 0,8248*	0,5091 0,8970*	1 1*	
BMP5	0,2847 0,6471*	0,4311 0,7667*	0,3632 0,8202*	0,6938 0,8953*	1 1*

\* Indica o coeficiente da correlação de posto. Todos são significativos ao nível de 5%.

Obs.: N = 97 países.

Tabela 4

**Persistência de TAX**

	TAX70	TAX80	TAX90
TAX70	1		
TAX80	0,8288 0,8277*	1	
TAX90	0,7693 0,7165*	0,7646 0,8746*	1 1*

\* Indica o coeficiente da correlação de posto. Todos são significativos ao nível de 5%.

Obs.: N = 43 países.

### 3 - ABERTURA COMERCIAL E DISPARIDADE DE RENDA EM CORTE TRANSVERSAL E PAINEL

Grande parte da literatura de crescimento econômico está direcionada para explicar os determinantes de longo prazo da taxa de crescimento do produto. O impacto da abertura sobre as taxas de crescimento já foi exaustivamente investigado.<sup>2</sup> Em contraposição, pouco se conhece sobre os determinantes da renda de longo prazo e em particular da relevância da abertura comercial para explicar as disparidades de renda em termos empíricos.<sup>3</sup> Portanto, a proposta desta pesquisa é investigar a relação entre níveis de renda e abertura comercial sob o prisma econométrico. Esta relação será estudada sob dois enfoques: em corte transversal e em painel.

Recentemente, foi enfatizada a importância de fatores institucionais e políticas governamentais para explicar o sucesso econômico dos países. Em particular, alguns autores, como Hall e Jones (1997 e 1998) e Olson (1992), por exemplo,

<sup>2</sup> Algumas referências são Sachs e Warner (1995a), Frankel, Romer e Cyrus (1996), Taylor (1996) e Harrison (1996).

<sup>3</sup> A expressão se refere a estudos econométricos. Existem muitos estudos empíricos quantitativos para explicar a disparidade de renda que desenvolvem modelos teóricos, parametrizam-nos e daí derivam suas implicações quantitativas. Uma resenha sobre estes modelos é feita por McGrattan e Schmitz (1998).

compartilham a visão de que aquelas características determinariam a diferença entre os níveis de renda das nações. Tal visão complementa a literatura de crescimento mais tradicional, que consagrou variáveis tais como o estoque de capital e capital humano, para explicar o sucesso econômico das nações. Portanto, poderíamos imaginar que  $y_{it}$ , a renda por trabalhador do país  $i$  no período de tempo  $t$ , dependa de variáveis invariantes e variantes no tempo, como na equação (1):

$$y_{it} = F(\Lambda_i, X_{it}) \quad (1)$$

onde  $\Lambda_i$  representa o conjunto de variáveis invariantes ao tempo e específicas ao país  $i$  e  $X_{it}$  o conjunto de variáveis para a determinação de  $y_{it}$  que evoluem ao longo do tempo para cada país  $i$ .

O que esta pesquisa se propõe é enfatizar a possibilidade de diferentes interpretações da variável abertura comercial na equação (1). Caso interpretemos abertura como um atributo, isto é, como uma variável cujas oscilações ao longo do tempo não sejam relevantes para explicar o nível de renda, incluiríamos abertura comercial no conjunto de variáveis  $\Lambda_i$  e estimaríamos uma equação em corte transversal, como na equação (2). Caso a síntese em torno de médias ou valores iniciais implique a omissão de importantes informações da abertura comercial para explicar a disparidade de renda, estimaríamos equações em painel, como em (3). Note-se que a equação (2) se baseia na visão de autores que consideram as variáveis institucionais e as políticas governamentais como suficientes para explicar o nível de renda entre as nações.

$$\text{Log } (Y/L)_i = \alpha + \beta \Lambda_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\text{Log } (Y/L)_{it} = u_i + \gamma X_{it} + v_{it} \quad (3)$$

As equações (2) e (3) são os enfoques em corte transversal e em painel para a abordagem da questão abertura comercial e disparidade de renda. É interessante observar que a interpretação da abertura como variável que pertence ao conjunto  $\Lambda_i$  ou ao conjunto  $X_{it}$  determina necessariamente a estimação das equações (2) e (3), respectivamente. Caso interpretemos abertura como um atributo e estimemos (3), embutiríamos a abertura comercial no termo de efeito fixo  $u_i$  que sintetiza a importância de todas as variáveis omitidas  $\Lambda_i$  para explicar a renda por trabalhador. Nesse caso, a importância da abertura comercial sobre a renda não será avaliada já que são justamente os efeitos fixos (omitidos) que gostaríamos de explicar. Caso interpretemos abertura comercial como  $X_{it}$ , é bastante intuitivo perceber que estimarmos (2) é totalmente inadequado. Este ponto foi levantado por Harrison (1996).

#### 4 - ESTIMAÇÕES EM CORTE TRANSVERSAL

De acordo com a Seção 3 utilizaremos um arcabouço como (2) para investigar o impacto da abertura sobre a disparidade de renda. A questão-chave será selecionar

que variáveis pertencem ao conjunto  $\Lambda_i$ , além, é claro, da abertura comercial. Esta pesquisa, motivada pelo estudo de Temple e Johnson (1998), incluirá a *social capability*, variável que esses autores mostraram ser relevante para explicar a taxa de crescimento de longo prazo de 57 países.

É importante enfatizar que a equação (2), apesar de propor como fundamentais a abertura comercial e a *social capability*, especifica de forma incompleta a relação entre renda e seus determinantes de longo prazo. Isto porque certamente aquelas variáveis são determinadas simultaneamente e portanto necessitamos de outras equações que qualifiquem o impacto da renda sobre a abertura e a capacidade social. Essa questão de simultaneidade entre os determinantes de longo prazo e a própria renda foi notada por Hall e Jones (1998). Portanto, a especificação correta de um modelo para estimar o impacto dos determinantes de longo prazo sobre a renda seria descrito pelo sistema abaixo:

$$\text{Log } Y/L = \alpha + \phi S + \beta A + \varepsilon \quad (4)$$

$$S = \gamma + \delta \text{Log } Y/L + X\theta + \eta \quad (5)$$

$$A = \varphi + \kappa \text{Log } Y/L + W\mu + \varpi \quad (6)$$

onde  $S$  é a *social capability*,  $A$  é a abertura comercial e  $X$  e  $W$  um conjunto específico de variáveis que afetam  $S$  e  $A$ , respectivamente.

Como o objetivo é estimar (4), a especificação completa das equações (5) e (6) não é necessária. Se conhecermos um subconjunto de  $W$  e  $X$ , poderemos estimar (4) por variáveis instrumentais já que, por hipótese,  $E(X'\varepsilon) = 0$  e  $E(W'\varepsilon) = 0$ . Nesse caso estimaríamos o impacto da abertura e da capacidade social sobre a renda levando em consideração a questão da simultaneidade.

Nos próximos tópicos discutiremos as *proxies* e as variáveis instrumentais que serão utilizadas para a estimação de (4).

#### *“Proxies” para capacidade social e abertura comercial*

Seguindo Temple e Johnson (1996 e 1998) utilizaremos como *proxy* de capacidade social o índice de desenvolvimento social criado na década de 60 por Adelman e Morris. A partir de um conjunto de indicadores econômicos e sociais, esses autores constroem a variável SOCDEV (usando análise fatorial), que reflete “o processo de mudanças em atitudes e instituições associado com o esfacelamento da organização social tradicional”. Dentre os indicadores tipicamente *sociais* que compõem o índice podemos citar a extensão da comunicação de massa, o grau de mobilidade social, a importância da classe média, a característica da organização social básica e a participação voluntária política e social da sociedade.

Apesar das inúmeras críticas quanto ao conteúdo social do índice desenvolvido por Adelman e Morris, consideramos que a SOCDEV é adequada para refletir o



conceito de capacidade social por três razões. Primeiro, Temple e Johnson (1998) mostraram que a SOCDEV é altamente correlacionada com índices puramente sociais construídos a partir da mesma técnica e dos mesmos dados usados por Adelman e Morris. Segundo, o fato de o índice ter sido construído na década de 60 não o torna inadequado para explicar parcialmente a distribuição do logaritmo das rendas por trabalhador em 1988, já que provavelmente a posição relativa da capacidade social entre os países se altera lentamente. Além disso, os prováveis erros de mensuração da variável associados a observações *ex-post* são eliminados, já que o índice foi calculado na década de 60 e a variável explicativa é a renda por trabalhador em 1988. Terceiro, não é conhecido um índice alternativo que qualifique o desenvolvimento social dos países.

A outra *proxy* proposta é o volume de bens importados e exportados em relação ao PIB. Infelizmente, só utilizaremos a intensidade de comércio como indicador de abertura pelo fato de não existirem instrumentos para tarifas, barreiras não-tarifárias e receitas do imposto de importação. Pelas razões discutidas na Seção 2, a variável prêmio do câmbio no mercado negro não será considerada. Note-se que utilizando como *proxy* de abertura a razão do volume de comércio em relação ao PIB para o ano de 1985, por exemplo, necessariamente supomos que desvios em relação àquele montante não são importantes para explicar a disparidade de renda. Esta é a interpretação da abertura comercial associada a uma estimação em corte transversal.

#### *Variáveis instrumentais*

Como, por hipótese, o conjunto de variáveis  $X$  e  $W$  que afetam, respectivamente, as variáveis de desenvolvimento social e a abertura, não influenciam diretamente o produto, elas constituem instrumentos válidos para a estimação da equação (4). Isto é,  $E(X'\epsilon) = 0$  e  $E(W'\epsilon) = 0$ . As variáveis instrumentais descritas a seguir seguem Hall e Jones (1998) e Frankel e Romer (1996), para desenvolvimento social e intensidade de comércio, respectivamente.

O conjunto de instrumentos proposto para  $S$  está relacionado com a extensão da influência da Europa Ocidental sobre o mundo iniciada nos séculos XV e XVI. A justificativa reside na própria essência do conceito de desenvolvimento social que implica necessariamente a hipótese de ausência de caminhos alternativos ao desenvolvimento, em relação àquele percorrido pela Europa Ocidental [Temple e Johnson (1996)]. Portanto, variáveis que captassem a influência da Europa Ocidental sobre o mundo seriam adequadas para instrumentalizar  $S$ . Seguindo Hall e Jones (1998) utilizaremos a distância do país em relação ao Equador e o percentual da população que tem como primeira língua um dos cinco principais idiomas europeus (inglês, francês, português, espanhol e alemão).

Os instrumentos propostos atendem ao pré-requisito  $EX'S \neq 0$ . Para as variáveis lingüísticas isto é facilmente verificável de acordo com a hipótese estabelecida no parágrafo anterior. A razão para que a localização geográfica seja correlacionada com o grau de desenvolvimento social pode ser explicada pelo fato de que países mais afastados do Equador foram expostos a um maior contato com o modo de

vida europeu, em razão de os europeus ocidentais estarem mais dispostos a migrar e se estabelecer em regiões menos densamente povoadas e com o clima similar aos seus respectivos países de origem. Além disso,  $EX'\varepsilon = 0$  já que a influência européia não foi necessariamente direcionada para aquelas regiões que atualmente apresentam maior produto por trabalhador. Assim como os europeus influenciaram países que nos séculos XV e XVI eram dotados de recursos naturais adequados à produção de *commodities* valorizadas no mercado internacional — Brasil, Barbados, Jamaica —, também influenciaram sociedades como a norte-americana, a canadense e a australiana, migrando e estabelecendo-se nestas regiões.

A quarta variável instrumental proposta, definida por Frankel e Romer (1996), é o fluxo de comércio previsto pelo modelo gravitacional que utiliza características geográficas e populacionais. A justificativa é bastante intuitiva: a diferença entre o volume de comércio de países adjacentes a países populosos como Luxemburgo para países isolados como a Ilha Fiji não é provavelmente determinada pelas diferenças de renda desses respectivos países. Logo, a fração do comércio em relação ao PIB correspondente às características geográficas dos países é certamente não-correlacionada com outros fatores que afetam renda. Além disso, a localização é um importante determinante do comércio bilateral, o que reafirma o uso do comércio “geográfico” como variável instrumental.

Inicialmente, Frankel e Romer (1996) estimam a equação a seguir para a participação do comércio bilateral (exportações e importações) do país  $i$  com o país  $j$  ( $T_{ij}$ ) em relação ao PIB do país  $i$ :

$$\begin{aligned} \ln(T_{ij}/\text{PIB}_i) = & a_0 + a_1 \ln D_{ij} + a_2 \ln P_i + a_3 \ln A_i + a_4 \ln P_j + a_5 \ln A_j + \\ & + a_6 (L_j + L_i) + a_7 B_{ij} + a_8 B_{ij} \ln D_{ij} + a_9 B_{ij} \ln P_i + a_{10} B_{ij} \ln A_i + \\ & + a_{11} B_{ij} \ln P_j + a_{12} B_{ij} \ln A_j + a_{13} B_{ij} (L_i + L_j) + e_{ij} \end{aligned}$$

onde  $D_{ij}$  é a distância entre o país  $i$  e o país  $j$ ,  $P$  é a população,  $A$  é a área,  $L$  é uma *dummy* para países sem costa e  $B$  é uma *dummy* para fronteiras comuns entre dois países.

O valor ajustado da fração do comércio bilateral do país  $i$  com o país  $j$  em relação ao PIB do país  $i$  ( $\hat{T}_{ij}$ ) pode ser encontrado a partir dos coeficientes estimados da equação anterior. Agregando  $\hat{T}_{ij}$  para cada um dos  $j$  parceiros do país  $i$ , encontramos o instrumento para o volume de comércio do país  $i$ .

Dada a construção da intensidade de comércio prevista pelo modelo gravitacional, fica claro que esta variável satisfaz às condições de não-correlação com o erro da equação (4) e de correlação com a *proxy* de abertura. Note-se que nessa formulação não poderemos realizar inferências *diretas* da orientação comercial sobre os níveis de renda, porque não existe necessariamente correlação entre o volume de bens transacionado determinado pela geografia e as *proxies* de incidência da orientação comercial.

### *Método de estimação*

A equação (4) será estimada por mínimos quadrados em dois estágios, utilizando os instrumentos anteriormente discutidos. Além disso um teste de sobreidentificação das variáveis instrumentais será implementado. A hipótese nula é a de que os instrumentos são adequados, isto é, são ortogonais aos erros da equação (1). O teste é um qui-quadrado com grau de liberdade igual ao número de variáveis exógenas incluídas menos o número de endógenas mais um.

### *Base de dados*

A estimação da equação (4) será limitada para o conjunto de países nos quais a variável SOCDEV é disponível. No Apêndice A listamos os países e o índice de Adelman e Morris. O produto por trabalhador é de 1988 e a intensidade de comércio de 1985, ambos retirados de Summers e Heston (1994). A escolha de 1985 para XMY foi determinada pela disponibilidade dos instrumentos de volume de comércio calculados por Frankel e Romer (1996).

### *Resultados*

A fim de realizarmos estimações da equação (4) se faz necessário mostrar o grau de correlação entre as variáveis (ver Tabela 5).

É interessante notar que SOCDEV não é correlacionado com a intensidade de comércio, o que sugere que a estimação da equação (3) não estará sujeita ao problema de multicolinearidade.

A Tabela 6 mostra os resultados da estimação da equação (4). A principal especificação refere-se ao uso de quatro instrumentos: volume de comércio *geográfico*, distância do país ao Equador, fração da população cujo principal idioma é o inglês e fração da população cujo principal idioma é uma das cinco principais línguas européias (o objetivo dessa distinção é o de permitir que o inglês e as outras línguas européias tenham impactos separados).

Os resultados da Tabela 6 parecem mostrar que o impacto da abertura sobre o nível de renda por trabalhador é muito pequeno. Tal conclusão é baseada na estimação da principal especificação na qual o coeficiente de abertura é significativo e os quatro instrumentos são adequados, segundo o teste de sobreidentificação. Dada a forma semilogarítmica da equação estimada, podemos afirmar que o aumento de um ponto percentual nas razões exportações/PIB e importações/PIB tem um impacto no produto por trabalhador da ordem de 0,02%. É ainda importante enfatizar que os coeficientes estimados não são muito sensíveis às variáveis instrumentais, já que variam pouco quando realizamos estimações para todas as combinações três a três de instrumentos. O coeficiente de abertura mantém sua significância em todas aquelas combinações, exceto para a que exclui o volume de comércio previsto pela geografia. Além disso, o teste de sobreidentificação qualifica como adequados os instrumentos, para todas as combinações três a três. A última especificação mostra que a capacidade social

explica consideravelmente a disparidade entre as rendas por trabalhador em 1988, o que reafirma a influência quase nula da abertura comercial sobre os níveis de renda, segundo o modelo econométrico proposto.

Tabela 5

**Matriz de Correlações**

	Y/L	SOCDEV	XMY
YL	1		
SOCDEV	0,8470	1	
XMY	0,1628	0,0412	1

Tabela 6

**Abertura Comercial e Renda em Corte Transversal**

	Índice de Desenvolvimento Socioeconômico	Abertura Comercial	Teste de Sobreidentificação (p-Value)
Principal Especificação	0,8947** (12,1453)	0,0089** (2,7681)	0,42
Instrumentos: E, D, G	0,8923** (11,984)	0,0089** (2,7553)	0,22
Instrumentos: I, D, G	1,001** (8,319)	0,0081** (2,1412)	0,88
Instrumentos: I, E, G	0,7971** (7,6426)	0,0094** (3,067)	0,6859
Instrumentos: I, E, D	0,950** (9,604)	0,023 (1,4878)	0,6384
Instrumentos: I, E, D	0,8641 (10,23)	-	0,1985

*Nota: I = percentual da população que fala inglês; E = percentual da população que fala uma das cinco principais línguas européias; D = valor absoluto do logaritmo da distância; e G = intensidade de comércio prevista pela geografia.*

*\*\* Significativo ao nível de 5%.*

*Obs.: N = 59. Os números entre parênteses indicam a estatística t de White (baseada nos desvios-padrão ajustados para a heterocedasticidade).*

É importante enfatizar que o modelo econométrico proposto neste capítulo foi firmado em duas hipóteses: a) características de países invariantes ao tempo explicam a disparidade entre rendas; e b) desvios da variável abertura comercial em torno de médias ou de valores iniciais não são importantes para relacionar abertura e nível de renda.

A Seção 5 consiste em propor um modelo econométrico que modifica simultaneamente aquelas duas hipóteses.

**5 - ABERTURA COMERCIAL E DISPARIDADE DE RENDA EM PAINEL**

Como Harrison (1996) argumentou, estimações em corte transversal admitem que as médias ou valores iniciais dos indicadores de abertura não omitem informações

que potencialmente teriam impacto sobre a renda dos países. A relevância dessa questão não pode passar despercebida, já que os países em desenvolvimento apresentaram nos últimos 15 anos mudanças importantes em suas políticas comerciais. Essa observação, em termos da discussão da Seção 3, significa incluir a abertura comercial no conjunto de variáveis  $X_{it}$  da equação (3) e estimar o impacto da abertura sobre a renda levando em consideração a existência de variáveis do tipo  $\Lambda_i$ , isto é, que existem diferenças entre países que persistem ao longo do tempo e não são observáveis.

Uma vez justificado o enfoque em painel, o próximo passo é escolher o conjunto de variáveis  $X_{it}$  e a forma funcional da equação (3). A especificação que atende àquelas duas considerações é a da função de produção, muito utilizada na literatura de crescimento. Para evitarmos arbitrariedades, três especificações vão ser propostas. Serão ainda discutidos: as formas funcionais das três especificações, o uso de variáveis instrumentais, as *proxies* de abertura e os métodos de estimação utilizados.

#### *Três especificações para a função de produção*

Em primeiro lugar são definidos os *insumos* da função de produção: estoques de capital físico e humano e força de trabalho. Estas variáveis são indexadas pelo país  $i$  e pelo período de tempo  $t$ . Em segundo lugar, definiremos como a tecnologia deve ser incorporada na função de produção. Para todas as especificações propostas aquela será neutra no sentido de Hicks. Como ficará claro mais adiante, esta hipótese é necessária para introduzirmos a variável abertura comercial na função de produção. Com aquelas definições, temos então a primeira especificação da função de produção:

#### Modelo I

$$Y_{it} = A_{it} F(K_{it}, L_{it}, H_{it}) \quad (7)$$

onde  $Y$  representa o produto,  $A$  é o índice do nível de tecnologia ou o fator de produtividade total,  $K$  o estoque de capital físico,  $L$  a força de trabalho e  $H$  o capital humano.

Neste modelo, a função de produção não descreve economias necessariamente em concorrência perfeita ou com retornos constantes de escala. Este é um fato que deve ser levado em consideração, já que Harrison (1994) mostrou que a manutenção daquelas duas hipóteses pode viesar os coeficientes estimados do fator de produtividade total para um único país. Portanto, esta é uma especificação que deve ser testada. Note-se ainda que capital humano entra aditivamente na função de produção.

Caso façamos a hipótese de retornos constantes de escala sobre o modelo I, teremos a segunda forma funcional da função de produção.

## Modelo II

$$y_{it} = (Y_{it}/L_{it}) = A_{it} F(K_{it}/L_{it}, H_{it}/L_{it}) \quad (8)$$

Neste modelo a acumulação dos insumos afeta o produto da mesma forma como o modelo I. No entanto, é feita a hipótese de retornos constantes de escala, o que em termos da função de produção agregada significa também impor competição perfeita nos mercados. Esta é a forma funcional mais tradicionalmente usada na literatura, estabelecida em Mankiw, Romer e Weil (1992).

O terceiro modelo especifica de forma diferente o modo como o capital humano afeta a função de produção: quanto mais educada for a mão-de-obra maior será a eficiência de uma unidade de trabalho. Esta é a formulação proposta pelos economistas do mercado de trabalho citada em Hall e Jones (1998) e Klenow e Rodriguez-Clare (1997).

## Modelo III

$$Y_{it} = A_{it} F(K_{it}, \lambda_{it} L_{it}) \quad (9)$$

onde  $\lambda_{it}$  é determinado pelo nível educacional da mão-de-obra. Por hipótese  $\lambda = e^{\phi h}$ , onde  $h$  representa os anos médios de escolaridade da população economicamente ativa e  $\phi$ , o retorno do capital humano. Neste modelo supõe-se retornos constantes de escala.

Finalmente, falta estabelecermos a forma pela qual a abertura comercial afetará a renda. Mantendo a hipótese de Harrison (1996), o canal de transmissão dos efeitos da abertura sobre o produto será por meio da evolução tecnológica, isto é, o termo  $A$  nos modelos I, II e III será influenciado pela abertura comercial.

### *Formas funcionais dos modelos*

As formas funcionais partirão de log-linearizações das equações (7), (8) e (9), dadas, respectivamente, pelas funções (10), (11) e (12). Note-se que os modelos II e III supõem retornos constantes de escala.

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \gamma \ln H_{it} + v_{it} \quad (10)$$

$$\ln (Y_{it}/L_{it}) = \ln A_{it} + \alpha \ln (K_{it}/L_{it}) + (1 - \alpha) \ln (H_{it}/L_{it}) + v_{it} \quad (11)$$

$$\ln (Y_{it}/L_{it}) = \ln A_{it} + \alpha \ln (K_{it}/L_{it}) + (1 - \alpha) (\phi h_{it}) + v_{it} \quad (12)$$

onde  $v_{it}$  é o erro de mensuração associado ao país  $i$  no período  $t$ . Nesta seção, seguindo Harrison (1996), suporemos que  $\ln A_{it}$  pode ser escrito como a soma de três termos: o efeito fixo  $\ln A_i$ , específico a cada país  $i$ , o erro  $\eta_{it}$  e o último decorrente da abertura comercial do país  $i$  no período  $t$ .

Portanto, as equações (10), (11) e (12) podem ser reescritas como (13), (14) e (15), em que o termo de erro é dado por  $\varepsilon_{it} = \eta_{it} + v_{it}$ .

$$\ln Y_{it} = \ln A_i + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \gamma \ln H_{it} + \pi \text{abertura}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$\ln (Y_{it}/L_{it}) = \ln A_i + \alpha \ln (K_{it}/L_{it}) + (1 - \alpha) \ln (H_{it}/L_{it}) + \pi \text{abertura}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

$$\ln (Y_{it}/L_{it}) = \ln A_i + \alpha \ln (K_{it}/L_{it}) + (1 - \alpha) (\phi h_{it}) + \pi \text{abertura}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

### *Proxies de abertura*

A *proxy* de abertura utilizada será a intensidade de comércio, já que os outros indicadores não estão disponíveis para períodos de tempo suficientemente longos.<sup>4</sup>

### *Instrumentos*

Em geral, as equações (13), (14) e (15) representam apenas a primeira equação de um sistema que relaciona os termos  $\ln A_i$ ,  $\ln K_{it}$  e  $\ln H_{it}$ . Isto acontece porque os choques de produtividade afetam também os estoques de capital físico e humano. Portanto, para que essas equações sejam corretamente estimadas se faz necessária a construção de variáveis instrumentais.

### *Instrumentos para os estoques de capital físico e humano*

Primeiramente, discutiremos os instrumentos que serão utilizados para os estoques de capital físico e humano, propostos em Ferreira, Issler e Pessoa (1999). A construção dos mesmos é feita considerando os possíveis erros de mensuração dos regressores e da variável dependente. Inicialmente, os autores consideram a hipótese de  $K_{it-1}$  ser utilizado como instrumento para  $K_{it}$  (ou, analogamente,  $H_{it-1}$  para  $H_{it}$ ). No entanto, se a variável estoque de capital for mensurada com erro invariante ao tempo,  $K_{it-1}$  será correlacionado com  $\varepsilon_{it}$  e, portanto, não será um instrumento adequado  $K_{it}$ . Uma das soluções para o problema é considerar  $K_{jt-1}$  como instrumento para  $K_{it}$ . Caso a hipótese de não-correlação espacial dos erros seja admitida,  $K_{jt-1}$  não seria correlacionado com  $\varepsilon_{it}$ . No entanto, para garantir que o instrumento seja correlacionado com  $K_{it}$ , outras informações além de  $K_{jt-1}$  serão necessárias para a construção dos instrumentos. Os autores então optam por computar a média dos estoques de capitais de outros países, escolhidos de acordo com o critério da geografia. Portanto, sejam  $N_i$  e  $\{N_i\}$ , o número de países no mesmo continente em que o país  $i$  está e o conjunto de países que pertence ao mesmo continente do país  $i$  (exclusive o país  $i$ ), respectivamente. Os instrumentos para  $K_{it}$  e  $H_{it}$  são então definidos como (16) e (17):

---

<sup>4</sup> O prêmio do câmbio no mercado negro, apesar de estar disponível para um período de tempo suficientemente longo, não será utilizado pelas razões discutidas na Seção 2.

$$\frac{1}{N_i} \sum_{j \in \{N^i\}} \ln K_{jt-1} \quad (16)$$

e:

$$\frac{1}{N_i} \sum_{j \in \{N^i\}} \ln H_{jt-1} \quad (17)$$

### *Instrumento para abertura comercial*

A construção para o instrumento da abertura comercial apoiou-se em um princípio básico: tentar relacionar a *proxy* de resultado intensidade de comércio com a orientação das políticas comerciais dos países. Note-se que este enfoque é fundamental por permitir realizar inferências mais corretas do impacto da orientação comercial sobre a abertura. Como bem apontaram Rodríguez e Rodrik (1999), responder à questão “Será que países que transacionam mais com o exterior crescem mais rápido?” não é responder “Será que países com a orientação comercial voltada para fora crescem mais rápido?” Portanto, é fundamental a escolha de um instrumento que permita relacionar a intensidade de comércio com a orientação comercial.

Frankel e Romer (1996) construíram uma variável instrumental para XMY baseada nos fluxos bilaterais de comércio previstos pelo modelo gravitacional de comércio discutido na Seção 4. Como já enfatizado, essa variável não-necessariamente apresenta correlação com os indicadores de incidência das políticas comerciais. Portanto, a construção do instrumento não se restringirá aos critérios geográficos.

Levando em consideração o movimento em escala mundial da criação de blocos de comércio, optou-se então por relacionar  $XMY_i$  com a média da intensidade de comércio dos outros países que pertencem ao bloco comercial do país  $i$ . A lógica é a seguinte: se um país  $i$  pertence a um bloco de comércio com um grau avançado de integração, seu volume de comércio será altamente correlacionado com a média do volume de comércio praticada por seus  $j$  parceiros do bloco. De forma mais rigorosa, temos que o instrumento para  $XMY_{it}$  é:

$$\frac{1}{N_i} \sum_{j \in \{N^i\}} \ln XMY_{jt-1} \quad (18)$$

onde  $N_i$  é o número de países pertencentes ao bloco comercial do país  $i$  e  $\{N_i\}$  é o conjunto de países do bloco comercial do país  $i$ , excluindo o país  $i$ . Note-se que a construção da variável instrumental respeita a lógica de Ferreira, Issler e Pessoa (1999) no que diz respeito à não-incorporação de erros de mensuração invariantes ao tempo.

Como os blocos de comércio apresentam diferentes graus de integração, o instrumento permite qualificar países mais abertos como aqueles que apresentam a



maior média do volume de comércio praticada por seus parceiros. É nesse ponto que se espera captar algumas diferenças entre a orientação comercial dos países. Para a construção dos instrumentos foram selecionados 11 blocos comerciais de países. Sete atendem ao pré-requisito mínimo de serem zonas de livre comércio: Mercosul, União Européia, Nafta, Comunidade Andina, Mercado Comum da América Central, o grupo Asiático (Asean) e o grupo Austrália-Nova Zelândia. No Apêndice B é explicado em maiores detalhes o critério de escolha dos blocos regionais de comércio, além de serem descritos os países que compõem cada um dos 11 blocos. O total é de 55 países.

#### *Base de dados*

A *proxy* do estoque de capital humano são os anos da escolaridade dada pela média do número de anos que a população frequenta a escola, cuja fonte é Barro e Lee (1994). O estoque de capital foi calculado por intermédio do *perpetual inventory method* com taxa de depreciação de 9%. Variáveis como nível de renda, investimento, força de trabalho e intensidade de comércio foram retiradas da base de dados de Summers e Heston (1994).

#### *Método de estimação*

Para que possamos, do ponto de vista econométrico, reescrever as equações (10), (11) e (12) como (13), (14) e (15), isto é, utilizar o modelo de efeito fixo, é necessário realizarmos o teste de Hausman. Isto porque as equações (10), (11) e (12) também poderiam ser escritas como:

$$\ln Y_{it} = \ln \bar{A} + u_i + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \gamma \ln H_{it} + \pi \text{abertura}_{it} + \phi_{it} \quad (16)$$

$$\ln(Y_{it}/L_{it}) = \ln \bar{A} + u_i + \alpha \ln (K_{it}/L_{it}) + (1 - \alpha) \ln (H_{it}/L_{it}) + \pi \text{abertura}_{it} + \phi_{it} \quad (17)$$

$$\ln (Y_{it}/L_{it}) = \ln \bar{A} + u_i + \alpha \ln (K_{it}/L_{it}) + (1 - \alpha) (\phi h_{it}) + \pi \text{abertura}_{it} + \phi_{it} \quad (18)$$

A formulação de (16), (17) e (18) é chamada de modelo de efeito aleatório. Nessas equações existe um intercepto geral  $\ln \bar{A}$  e um termo de erro composto de dois componentes:  $u_i + \phi_{it}$ . Enquanto  $\phi_{it}$  é o tradicional termo de erro associado a cada observação,  $u_i$  é o termo de erro que representa o desvio do intercepto da  $i$ -ésima unidade em *cross-section* em relação ao intercepto geral  $\ln \bar{A}$ . Fazendo hipóteses sobre o comportamento desse termo de erro composto (não-esférico), é possível estimar as equações usando mínimos quadrados generalizados.

*A priori*, o modelo de efeito aleatório apresenta uma vantagem sobre o de efeito fixo pelo fato de economizar graus de liberdade já que um número menor de parâmetros será estimado. No entanto, se  $u_i$  for correlacionado com qualquer uma das outras variáveis explicativas, os coeficientes serão estimados com um viés. Essa situação pode ser gerada por uma omissão de variável e neste caso o modelo de efeito fixo produz estimadores consistentes.

A opção entre aqueles métodos de estimação é feita por meio do teste de Hausman, que verifica a hipótese nula da existência de ortogonalidade entre os efeitos aleatórios ( $u_i$ ) e os regressores. Para os modelos I, II e III a hipótese de não-correlação entre os efeitos aleatórios e os regressores foi rejeitada e, portanto, as equações que serão estimadas — (10), (11) e (12) — representam o modelo de efeito fixo.

Além disso, a amostra de países utilizada neste experimento não é randomicamente retirada do conjunto total de nações, isto é, não é uma amostra aleatória. Isso, segundo Hsiao (1989), torna o modelo de efeito fixo mais adequado que o de efeito aleatório já que no primeiro são feitas inferências sobre os efeitos individuais da amostra, enquanto no segundo são realizadas inferências sobre os efeitos individuais da população total.

Uma vez escolhido o modelo de efeito fixo, estimações serão realizadas usando mínimos quadrados em dois estágios.

### *Resultados*

As Tabelas 7 e 8 apresentam os resultados para as estimações dos modelos I, II e III para dados anuais e médias de cinco anos, respectivamente. Essas tabelas mostram que o impacto da abertura sobre o nível de renda é melhor especificado com o modelo III, já que o modelo II apresenta parâmetros sensíveis em relação à estrutura temporal do painel (quinqüenal ou anual), além dos coeficientes do estoque de capital por trabalhador e capital humano não serem aceitáveis no painel anual para o modelo II. Já o modelo III parece se ajustar bem aos dados, pois apresenta estimações de  $k$  e  $\phi$ , estoque de capital por trabalhador e retorno do capital humano compatíveis com os valores esperados de 0,40 e 0,10, respectivamente.

É importante enfatizar que esses resultados não são sensíveis em relação à estrutura temporal do painel. Portanto, de acordo com o modelo III, o impacto da abertura sobre os níveis de renda é muito pequeno.<sup>5</sup> Se as importações/PIB e exportações/PIB aumentarem em um ponto percentual o impacto na renda por trabalhador é da ordem de 0,005%. Portanto, oscilações na *proxy* de intensidade de comércio, instrumentalizadas pelo volume médio de comércio praticado pelos componentes do bloco comercial, não parecem ser importantes para explicar a disparidade de renda entre os países.

---

<sup>5</sup> Note-se que o coeficiente da abertura comercial no modelo I apresenta a mesma ordem de grandeza do modelo III.

Tabela 7

**Abertura Comercial e Renda em Painel Anual**

	Modelo I	Modelo II	Modelo III
K ou k	0,375** (29,85)	0,0018* (1,90)	0,361** (29,78)
h	0,024** (1,32)	0,998	0,639
$\phi$	-	-	0,127** (14,81)
L	0,850** (24,22)	-	-
XMY	0,0025** (8,44)	0,0034** (6,88)	0,0023** (8,31)
Número de Observações	1400	1400	1400

\* Significativo ao nível de 10%. \*\* Significativo ao nível de 5%.

Obs.: Os números entre parênteses indicam a estatística t de White.

Tabela 8

**Abertura Comercial e Renda em Painel Quinquenal<sup>a</sup>**

	Modelo II	Modelo III
k	0,584** (13,80)	0,3688** (12,0)
h	0,416	0,63
$\phi$	-	0,0746** (3,75)
XMY	-0,0017** (-2,23)	0,0029** (4,95)
Número de Observações	280	280

<sup>a</sup> O modelo I não foi rodado em painel quinquenal por questões computacionais.

\*\* Significativo ao nível de 5%.

Obs.: Os números entre parênteses indicam a estatística t de White.

## 6 - CONCLUSÃO

Os resultados das estimações mostram que o impacto da abertura comercial sobre a renda não é relevante em qualquer um dos enfoques adotados: corte transversal e painel.

É importante enfatizar que os dois enfoques utilizaram a intensidade de comércio como único indicador de abertura, a despeito de esta pesquisa ter discutido a possibilidade do uso de outras *proxies*, tais como tarifas e receitas tarifárias. Em corte transversal aqueles indicadores não foram utilizados em razão do desconhecimento de variáveis instrumentais. Em painel, outros indicadores de abertura, além da intensidade de comércio, não estão disponíveis para períodos de tempo suficientemente longos. Portanto, se, por um lado, a questão abertura comercial e disparidade de renda foi centrada no impacto do *volume de comércio* sobre as rendas por trabalhador, por outro, enfatizou-se o problema de

simultaneidade entre renda e abertura, o que torna os coeficientes estimados mais confiáveis.

No enfoque abertura comercial e renda em corte transversal, apesar de o instrumento utilizado não ser o mais adequado para estimar o impacto da *orientação* comercial sobre a renda, aquele é conveniente à abordagem *cross-section*. Isto em razão de interpretarmos a abertura como um *atributo* ou variável cujas oscilações ao longo do tempo não são relevantes para explicar a renda. Caso interpretemos abertura desta forma, a geografia certamente deve estar associada àquele *atributo*, já que os fluxos de comércio bilaterais previstos pelo modelo gravitacional são, por definição, *invariantes* ao tempo. Portanto, os resultados da Seção 4 podem ser em parte atribuídos à interpretação inadequada da abertura como um *atributo*, se partirmos da hipótese de que o modelo estrutural proposto pela equação (4) é verdadeiro.

No enfoque abertura comercial e renda em painel, a despeito de a noção de abertura instrumentalizada tentar incorporar oscilações da orientação comercial de um país ao longo do tempo, aquela é restrita aos parceiros comerciais que compõem o bloco de comércio. Portanto, este instrumento não capta a noção de abertura comercial de um determinado país com o resto do mundo, e sim da abertura daquele país com o conjunto de países que compõem seu bloco.

No entanto, a despeito de tais questões em aberto, o resultado desta pesquisa reforça a idéia de Rodríguez e Rodrik (1999): os governos não devem abrir suas economias calcados na idéia de que a abertura comercial é condição suficiente para alcançar maior nível de renda.

## APÊNDICE A

### Índice de Adelman-Morris

Argélia	0,18	Malavi	-1,57
Argentina	1,91	México	0,75
Benin	-1,54	Marrocos	-0,57
Bolívia	-0,35	Myanma	-0,41
Brasil	0,79	Nicarágua	0,88
Camarões	-1,34	Níger	-1,86
Chade	-1,70	Nigéria	-0,91
Chile	1,39	Paquistão	-0,08
Colômbia	0,66	Panamá	0,84
Costa Rica	0,78	Paraguai	0,97
Chipre	1,08	Peru	0,68
República Dominicana	0,81	Filipinas	0,56
Equador	0,54	Senegal	-0,52
Egito	0,73	Somália	-1,35
El Salvador	0,71	África do Sul	0,62
Gabão	-0,83	Sri Lanka	0,35
Gana	-0,01	Sudão	-0,64
Grécia	1,47	Suriname	0,54
Guiné	-1,47	Síria	0,57
Honduras	0,26	Taiwan	1,05
Índia	-0,28	Tanzânia	-1,22
Indonésia	-0,4	Tailândia	0,5
Irã	0,09	Trinidad e Tobago	1,15
Israel	1,77	Tunísia	-0,18
Costa do Marfim	-0,98	Turquia	0,88
Japão	1,63	Uruguai	1,59
Jordânia	0,16	Venezuela	1,37
Quênia	-0,53	Zâmbia	-0,89
República da Coreia	0,85	Zimbábue	0,14
Madagáscar	-1,31		

Fonte: Temple e Johnson (1996).

## APÊNDICE B

O critério de seleção de  $\{ N_i \}$  em  $\frac{1}{N_i} \sum_{j \in \{N^i\}} \ln XMY_{jt-1}$  baseou-se nos blocos de comércio com acordos já vigentes, segundo Frankel (1997). Blocos ainda em negociação ou apenas propostas teóricas de acordos comerciais não foram considerados. Ao todo são 55 países em 11 blocos.

É importante enfatizar que o fato de o país pertencer a um bloco comercial não é condição suficiente para garantir a correlação entre o volume de comércio do país  $i$  com a média do volume de comércio praticado por seus parceiros de bloco, já que a simples existência de um bloco de comércio formal não garante integração comercial entre países. Portanto, uma vez calculados os instrumentos, são verificadas as correlações entre  $XMY_{it}$  e a variável instrumental  $XMY_{jt-1}$ . Caso a correlação entre aquelas duas séries seja nula ou negativa o país é excluído do bloco. Mais adiante estão todos os blocos de comércio utilizados divididos em três grupos. O grupo 1 é composto por blocos comerciais para os quais  $XMY$  é disponível para todos os componentes e, além disso, as séries  $XMY_{it}$  e  $XMY_{jt-1}$  são altamente correlacionados para todos os componentes do bloco comercial. O grupo 2 é composto pelos blocos para os quais não existem dados disponíveis para todos os seus integrantes, mas, nesse caso, para todo país pertencente ao bloco,  $XMY_{it}$  e  $XMY_{jt-1}$  são altamente correlacionados. Finalmente, o grupo 3 é composto por blocos para os quais não temos dados para todos os seus integrantes, e para alguns deles não há uma correlação positiva entre a intensidade de comércio do país  $i$  e seu respectivo instrumento. Estes países não são inseridos. Para os grupos 2 e 3, os países excluídos em razão da não-disponibilidade dos dados e/ou baixa correlação com os instrumentos estão em *itálico*.

Note-se que, excetuando-se o Mercado Comum Árabe, os sete blocos comerciais restantes que compõem os grupos 1 e 2 atendem ao pré-requisito mínimo de serem zonas de livre comércio. Acordos comerciais vigentes no Mercosul e na União Européia são mais profundos e são denominados União Aduaneira e Mercado Comum, respectivamente. O grupo 3 é composto por três blocos comerciais nos quais dois, *Ecowas* e *Sapta*, refletem apenas acordos preferenciais.

### Grupo 1

Nafta:\* Canadá, México e Estados Unidos.

Mercosul:\*\* Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai.

Austrália-Nova Zelândia\* (Australia New Zealand Closer Economic Relations).

Comunidade Andina:\* Bolívia, Colômbia, Equador, Peru e Venezuela.

Mercado Comum da América Central:\* Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras e Nicarágua.

## Grupo 2

União Européia:\*\*\* Áustria, Bélgica, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Irlanda, Itália, Holanda, Portugal, Espanha, Suécia, Reino Unido e *Luxemburgo*.

Asean:\* Indonésia, Malásia, Cingapura, Filipinas, Tailândia, *Brunei* e *Vietnã*.

Mercado Comum Árabe:<sup>na</sup> Síria, Iraque, Jordânia, *Egito*, *Líbia*, *Mauritânia*, *Iêmen*.

## Grupo 3

Sapta# (Associação do Sul da Ásia para Cooperação Regional): Bangladesh, Índia, Nepal, Paquistão, *Maldivas*, *Butão* e *Sri Lanka*.

SADC<sup>s</sup> (Comunidade de Desenvolvimento do Sudeste da África): Lesoto, Malavi, Maurício, África do Sul, Suazilândia, *Botsuana*, *Angola*, *Moçambique*, *Namíbia*, *Tanzânia*, *Zâmbia* e *Zimbábue*.

Ecowas# (Comunidade Econômica dos Estados Africanos Ocidentais): Libéria, Mali, Níger, Nigéria, Senegal, Togo, *Benin*, *Burkina Faso*, *Cabo Verde*, *Costa do Marfim*, *Gâmbia*, *Gana*, *Guiné*, *Guiné-Bissau*, *Serra Leoa*, *Mauritânia*.

Onde:

# = Acordos preferenciais de comércio;

\* = Zona de livre comércio;

\*\* = União aduaneira;

\*\*\* = União monetária;

s = Acordo setorial; e

na = Acordo não classificável nos requisitos acima.

Fonte: Frankel (1997).

## BIBLIOGRAFIA

- BARRO, R., LEE, J. *Data set for a panel of 138 countries*. <http://www.ox.ac.uk/Economics/Growth/barlee.htm>, 1994.
- CHUANG, Y. Learning by doing, the technology gap, and growth. *International Economic Review*, v. 39, n. 3, p. 697-721, 1998.
- CORDEN, W. M. *The theory of protection*. Oxford: Clarendon Press, 1971.
- EASTERLY, W., KREMER, M., PRICHETT, L., SUMMERS, L. Good policy or good luck? Country growth performance and temporary shocks. *Journal of Monetary Economics*, v. 32, p. 459-483, 1993.
- EDWARDS, S. Openness, trade liberalization, and growth in developing countries. *Journal of Economic Literature*, p. 1.358-1.393, 1993.
- . *Openness, productivity and growth: what do we really know?* NBER, 1997 (Working Paper, 5.978).
- FERREIRA, P., ISSLER, J. V., PESSOA, S. *The nature of income inequality across nations*. EPGE/FGV, 1999, mimeo.
- FMI. *International Financial Statistics*, CD-ROM.
- FRANKEL, J. *Regional trading blocs in the world economic system*. Washington D. C.: Institute for International Economics, 1997.
- FRANKEL, J., ROMER, D. *Trade and growth: an empirical investigation*. NBER, 1996 (Working Paper, 5.476).
- FRANKEL, J., ROMER, D., CYRUS, T. *Trade and growth in East Asian countries: cause and effect?* NBER, 1996 (Working Paper, 5.732).
- GROSSMAN, G., HELPMAN, E. Trade, innovation and growth. *American Economic Review Papers and Proceedings*, v. 80, n. 2, p. 86-91, 1990.
- HALL, R., JONES, C. Levels of economic activity across countries. *American Economic Review*, v. 87, n. 2, p. 173-177, 1997.
- . *Why do some countries produce so much more output per worker than others?* NBER, 1998 (Working Paper, 6.564).
- HARRISON, A. Productivity, imperfect competition and trade reform: theory and evidence. *Journal of International Economics*, v. 36, n. 1/2, p. 53-57, 1994.
- . Openness and growth: a time series, cross-country analysis for developing countries. *Journal of Development Economics*, v. 48, p. 419-447, 1996.
- HARRISON, A., RAVENGA, A. The effects of trade policy reform: what do we really know? NBER, 1995 (Working Paper, 5.225).



- HSIAO, C. Analysis of panel data. *Econometric Society Monographs*, v. 11, 1989.
- KLENOW, P., RODRIGUEZ-CLARE, A. The neoclassical revival in growth economics: has it gone too far? NBER, *Macroeconomics Annual*, p. 73-103, 1997.
- LEE, J. International trade, distortions, and long-run economic growth. *IMF Staff Papers*, v. 40, n. 2, p. 299-328, 1993.
- LEVINE, R., RENELT, D. A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. *American Economic Review*, p. 942-963, 1992.
- MANKIW, G. The growth of nations. *Brookings Papers on Economic Activities*, n. 1, p. 275-326, 1995.
- MANKIW, G., ROMER, D., WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.
- MCGRATTAN, E. R., SCHMITZ, J. A. J. Explaining cross-country income differences. *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department Staff Report*, n. 250, 1998.
- OLSON, M. J. Big bills left on the sidewalk: why some nations are rich and others poor. *Journal of Economic Perspectives*, v. 10, n. 2, p. 3-24, 1992.
- PRICHETT, L. Measuring outward orientation in developing countries: can it be done? *Journal of Development Economics*, v. 49, n. 2, p. 307-335, 1996.
- RODRÍGUEZ, F., RODRIK, D. *Trade policy and economic growth: a skeptic's guide to the cross-national evidence*. NBER, 1999 (Working Paper, 7.081).
- ROMER, P. New goods, old theory and the welfare cost of trade restrictions. *Journal of Development Economics*, v. 43, p. 5-38, 1994.
- SACHS, J., WARNER, A. *Economic convergence and economic policies*. NBER, 1995a (Working Paper, 5.039).
- . Economic reform and the process of global integration. *Brooking Papers on Economic Activity*, v. 1, p. 1-95, 1995b.
- SALA-I-MARTIN, X. *I just run four million regressions*. NBER, 1997 (Working Paper, 6.252).
- SIEGEL, S. *Estatística não paramétrica*. McGraw-Hill, 1975.
- SUMMERS, R., HESTON, A. *Penn World Tables Mark 5.6*. <http://www.nber.org>, 1994.
- . A new set of international comparisons of real product and price levels: estimates for 130 countries, 1950-1985. *Review of Income and Wealth*, v. 34, p. 1-25, 1988.

TAYLOR, A. *On the costs of inward-looking development: price distortions, growth and divergence in Latin America*. NBER, 1996 (Working Paper, 5.432).

TEMPLE, J., JOHNSON, P. *Social capability and economic development*. 1996 (Nuffield College Working Paper, 5.276).

———. Social capability and economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, p. 965-989, Aug. 1998.

YOUNG, A. Learning by doing and the dynamics effects of international trade. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 106, n. 2, p. 326-406, 1991.