

# Efeitos Assimétricos da Abertura Comercial Sobre o Nível de Renda dos Estados Brasileiros

**Elano Ferreira Arruda**

*Professor do Departamento de Economia Aplicada e Pesquisador do CAEN,  
Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC), Brasil*

**Felipe de Sousa Bastos**

*Mestrando em Economia, Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC), Brasil*

**Daniel Barboza Guimarães**

*Professor do Departamento de Economia e Finanças, Universidade Federal do Ceará  
(UFC), Brasil*

**Guilherme Irfi**

*Professor do Departamento de Economia Aplicada e Pesquisador do CAEN,  
Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC), Brasil*

---

## Resumo

Teria a abertura comercial da economia brasileira, iniciada na década de 1990, aumentado o nível de renda *per capita* dos estados? Os efeitos são assimétricos ao considerar os aspectos regionais? Para responder tais questões, utiliza-se um painel com informações para os estados brasileiros de 1991 a 2004 e de modelos dinâmicos, estimados por *System-GMM*. Os resultados evidenciam que capital humano e físico aumentam a renda *per capita* dos estados brasileiros, enquanto que a abertura comercial apresentou um impacto negativo. Entretanto, considerando as peculiaridades regionais, conclui-se que maior abertura comercial das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul, afeta positivamente o nível de renda *per capita* dos estados brasileiros, quando comparadas a do Nordeste.

*Palavras-chave:* Abertura Comercial, *System-GMM*, Renda Per Capita

*Classificação JEL:* F40, F43, O32, O33

---

## Abstract

Did trade opening of the Brazilian economy, which occurred during the 1990s, have active participation in promoting economic growth in the Brazilian states? Are the effects asymmetric when considering regional aspects? To answer such questions, we use a panel with information for the Brazilian states from 1991 to 2004 and dynamic models,

estimated by System-GMM. The results confirm that human and physical capital increase positively affects *per capita* income of the Brazilian states, however, trade openness have a negative effect. When considering the regional differences, it is concluded that greater trade openness of the Midwest, Southeast and South regions, positively affects the level of income *per capita* of Brazilian states, compared to the Northeast.

---

## 1. Introdução

A busca dos países e regiões por melhorias em suas condições econômicas e de bem-estar fez da teoria do crescimento um importante tópico da investigação econômica moderna, o que levou a vários esforços na tentativa de descobrir os seus principais mecanismos geradores.

Assim, desde o final da década de 1980, em decorrência do forte processo de globalização financeira e produtiva, acentuou-se, por meio de dois grandes grupos de estudo, o debate em torno de como o comércio internacional afeta o nível de renda *per capita* das economias. O primeiro grupo argumenta que este é potencializado com a abertura comercial, enquanto o segundo afirma que o comércio prejudica a renda *per capita*, seja pelas distorções nos termos de troca ou pela incapacidade destas economias de incorporar novas tecnologias.

A mensagem predominante na primeira corrente é a de que políticas voltadas para o comércio internacional são importantes por facilitar tanto a difusão do conhecimento quanto a inovação, sobretudo por meio da importação de bens com alto teor tecnológico (Grossman e Helpman 1990, 1991; Rivera-Batiz e Romer 1991; Barro e Sala-i Martin 1997; Baldwin et alii 2005). Além disso, Edwards (1993) e Lopez (2005) argumentam que a abertura comercial provoca também um aumento no tamanho dos mercados, permitindo que as economias aproveitem os benefícios potenciais dos retornos crescentes de escala e dos ganhos da especialização.

Por outro lado, os adeptos do segundo grupo argumentam que, se o aumento da interação internacional levar uma economia a especializar-se em setores com baixa tecnologia, é provável que esta não se aproprie de parte do crescimento econômico mundial que envolva Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) e, ainda, que o comércio internacional provoque uma deterioração em seus termos de troca a ponto de afetar negativamente o seu nível de renda *per capita* (Grossman e Helpman 1990, 1991).

Ademais, a abertura comercial também pode reduzir a renda *per capita* de economias com baixos níveis de *learnig by doing* e *knowledge Spillovers*, fazendo com que estas não consigam incorporar as inovações a ponto de não atuarem em mercados de bens ou serviços com alto valor agregado (Lucas 1988; Romer 1986; Young 1991). Redding (1999) argumenta ainda que tais economias possuem desvantagens comparativas na produtividade potencial.

---

\* Recebido em agosto de 2011, aprovado em janeiro de 2013.

E-mail addresses: elano@ufc.br, flpbastos1@yanoo.com.br, barbozadan@hotmail.com, guidirffi@gmail.com

É, portanto, curioso o fervoroso otimismo em favor da liberalização do comércio entre os economistas e nos círculos políticos, mesmo com a literatura apontando para uma assimetria de efeitos. É possível que essa euforia seja, pelo menos em parte, devido aos fracassos de estratégias de substituição de importações, especialmente nos anos de 1980.

Na visão de Rodrik (1999), como as vantagens das políticas de substituição de importações foram superestimadas anteriormente, é possível que os benefícios da abertura também estejam sendo superestimados tanto entre os políticos, quanto nas publicações do Banco Mundial e do Fundo Monetário Internacional (FMI).

Diante disso, pode-se dizer que esse debate está longe de ser concluído, uma vez que nem os estudos teóricos, nem as análises empíricas conseguiram produzir conclusões definitivas. As evidências apontam, portanto, na direção de que o comércio provoca efeitos distintos nos países, dependendo de seu estágio de desenvolvimento.

Kim e Lin (2009), por exemplo, mostram que os países desenvolvidos absorvem grande parte dos benefícios do comércio, enquanto que os países em desenvolvimento, em geral, acabam perdendo com ele. Argumentam ainda que a integração comercial facilita a difusão tecnológica e a inovação e que estas dependem da capacidade de absorção de um país que, por sua vez, é determinada pelo seu nível de capital humano.

Com base nesta discussão e também pelo fato do Brasil ser uma economia emergente com fortes características regionais, tanto no nível de desenvolvimento como na diversidade tecnológica das pautas de exportações e importações de seus Estados, o presente artigo se propõe a investigar como a abertura comercial afetou o nível de renda *per capita* dos Estados brasileiros entre os anos de 1991 e 2004, considerando possíveis assimetrias de efeitos nos componentes regionais.

Especificamente, o artigo busca evidências para responder as seguintes indagações: teria a abertura comercial da economia brasileira, ocorrida a partir da década de 1990, aumentado o nível de renda *per capita* de seus estados? Os efeitos são diferenciados ao se levar em consideração os aspectos regionais? Ou esse foi gerado por fatores já bastante difundidos na literatura, como capital físico, capital humano, estado da tecnologia, dentre outros?

Para responder a estas perguntas e averiguar tais efeitos, utilizar-se-á modelos dinâmicos para dados em painel, estimados pelo Método dos Momentos Generalizado-Sistema, doravante *System-GMM*, que é uma extensão do estimador de Arellano e Bond (1991), proposto por Arellano e Bover (1995) e desenvolvido por Blundell e Bond (1998).

Com esteio nesta apresentação, pode-se dizer que o presente estudo busca contribuir para o debate sobre os efeitos da abertura no nível de renda e, ainda, visa aferir possíveis efeitos assimétricos deste processo ao considerar a interação entre os aspectos regionais e o grau de abertura comercial. Além disso, o trabalho inclui o referencial de modelos dinâmicos de dados em painel estimados por *System-GMM* nos moldes *two-step*.

Para alcançar estes objetivos, optou-se por estruturar o trabalho em mais quatro

seções, além desta introdução. A próxima consiste em destacar tanto os aspectos teóricos quanto as evidências empíricas das relações entre abertura comercial e renda *per capita* das economias. A terceira seção se reserva à apresentação da base de dados e suas estatísticas descritivas. A descrição da metodologia econométrica é o tema da quarta seção. A análise e discussão dos resultados são feitas em seguida. E, por fim, são tecidas as considerações finais.

## 2. Revisão de Literatura: Abertura Comercial e Crescimento

Os economistas clássicos defendem o livre-comércio com o argumento de que a abertura comercial gerará ganhos de escala desde que os países se especializem na produção daquele bem em que possuem vantagens comparativas, impactando positivamente a renda *per capita* e aumentando o bem-estar da população.

Os impactos positivos gerados pela abertura comercial, bem como a expansão dos mercados e os consequentes ganhos de escala, são indiscutíveis para países desenvolvidos. Entretanto, ao se levar em conta a dinâmica peculiar do mercado interno de cada economia, suas disparidades regionais, estágios de desenvolvimento e as distorções que o comércio provoca em seus termos de troca, é possível que o livre comércio acabe gerando efeitos assimétricos a ponto de impactar negativamente o nível de renda *per capita* da economia.

Com a globalização proporcionada pelo desenvolvimento de novas tecnologias que geram maior produtividade e reduzem custos de transporte, o argumento favorável ao livre comércio tem ganhado destaque nas últimas décadas e percebe-se um forte declínio das barreiras tarifárias e dos impostos sobre produtos importados, em grande parte dos países. No entanto, dentro da literatura econômica, sobretudo a empírica, conforme se vê a seguir, há vários trabalhos com resultados divergentes.

Kim e Lin (2009) analisam se há diferenças no efeito da abertura comercial sobre as rendas dos países, dependendo do estágio de desenvolvimento de suas economias. Para alcançarem tal objetivo, os autores consideram 65 países durante o período 1960-1995 e utilizam modelos com efeito *threshold* e variáveis instrumentais. Os resultados sugerem um grande impacto da abertura comercial sobre a renda em economias desenvolvidas via crescimento da produtividade e um efeito negativo para aquelas em desenvolvimento, concluindo que uma maior abertura contribui de forma divergente e desigual entre as economias.

Na tentativa de examinar o efeito ambíguo que a abertura comercial pode exercer sobre a distribuição de renda, Kiota (2009) encontra evidências de que, para países em desenvolvimento, a abertura comercial pode piorar a distribuição de renda, reduzindo tanto a renda quanto o consumo *per capita*.

Dowrick e Golley (2004) investigam a relação entre crescimento econômico e comércio exterior testando se os benefícios do comércio variam ao longo do tempo entre os países. Os autores concluem que a especialização na produção de bens primários se mostrou maléfica para o crescimento, em razão da deterioração nos termos de troca. Apontam, ainda, para a existência de convergência dos benefícios

do comércio durante as décadas de 1960 e 1970, e que, a partir da década de 1980, estes passaram a ser canalizados para as economias mais ricas em detrimento das mais pobres.

Herzer (2011) utiliza-se de técnicas de cointegração para dados em painel com heterogeneidade, para avaliar a influência do comércio internacional sobre a renda em 75 países. Os resultados sugerem que existem diferenças significativas no impacto do comércio sobre o nível de renda entre países desenvolvidos e em desenvolvimento. Para os países desenvolvidos o efeito-renda do comércio se mostrou positivo, já para aqueles em desenvolvimento, o comércio apresentou, em média, um impacto negativo sobre a renda *per capita*.

A partir de um modelo macrodinâmico com fundamentos nekeynesianos, Bertella e Lima (2004) analisam o impacto de variações no grau de abertura comercial, representado pela tarifa de importação, sobre a capacidade produtiva e o crescimento econômico. De acordo com os autores, mesmo quando a redução tarifária promove um aumento na produtividade da mão-de-obra e uma queda no *Mark-up*, seu impacto sobre a capacidade produtiva e crescimento econômico pode ser negativo.

Seguindo outra direção, Karras (2003), sem controlar pelo nível de desenvolvimento dos países, utiliza painéis para 56 e 105 países entre 1955-1998 e 1960-1997, respectivamente, e encontra resultados positivos e estatisticamente significantes para o efeito da abertura comercial sobre o crescimento econômico. Especificamente, a participação do comércio sobre o PIB elevou a taxa de crescimento real do *PIBpc* de 0.25 para 0.30.

Analisando a relação entre abertura comercial e renda *per capita* e usando modelos *cross-section* para 126 países, Freund e Bolaky (2008) mostram que o comércio leva a um maior nível de renda *per capita* as economias menos burocratizadas. Argumentam também que a regulamentação dos negócios, especialmente sobre a entrada de empresas, se mostrou mais importante que o desenvolvimento financeiro, ensino superior ou qualidade institucional como uma política complementar à liberalização do comércio. As autoras advogam ainda que um aumento de 1% no comércio está associado a um aumento de mais de 0.5% na renda *per capita* das economias que facilitam a entrada de empresas, mas tem efeitos negativos sobre a renda das economias com maior burocracia.

Acemoglu et alii (2006b,a) apresentam fortes indícios de que a abertura comercial, ou pelo menos o seu componente exógeno, tem um efeito positivo, porém discreto, no crescimento, mas este é potencializado nas economias que estão relativamente perto da fronteira tecnológica.

Examinando a correlação entre comércio e renda, a partir dos dados da *Penn World Table*, para 150 e 98 países para 1985, sem controlar por nível de desenvolvimento, Frankel e Romer (1999) não conseguem identificar uma direção de causalidade entre os dois. Os autores então constroem indicadores a partir de componentes geográficos importantes no comércio e que não são correlacionados com os outros determinantes da renda e usam essas medidas para obterem o impacto do comércio sobre a renda em modelos de variáveis instrumentais. Seus

resultados mostram que estimativas de mínimos quadrados ordinários (MQO) superestimam tais efeitos. Por fim, concluem que o efeito positivo sobre a renda causado pelo comércio se mostrou pouco robusto estatisticamente.

Numa aplicação com modelos de dados em painel para países asiáticos, Cândido e Lima (2010) mostram que o comércio exterior exerceu influência positiva no crescimento econômico destas economias entre os anos de 1995 a 2005.

Para testar a hipótese de que não há efeitos de longo prazo do comércio sobre a renda e a taxa de crescimento do PIB, Brunner (2003) aplica um modelo de painel dinâmico para 125 países no período de 1960-1992. O autor utiliza variáveis geográficas altamente correlacionadas com o comércio, como instrumentos para corrigir a endogeneidade das variáveis de abertura comercial, e verifica que esta exerce um impacto positivo e significativo sobre a renda e um efeito não robusto sobre a taxa de crescimento do PIB.

Numa análise *cross-countries*, Dollar e Kraay (2004) encontram evidências de que a globalização acelera o crescimento econômico e reduz a pobreza, mas que, não há um padrão sistemático no efeito do comércio sobre a desigualdade de renda das famílias.

Em investigação sobre a relação de causalidade no sentido de Granger entre abertura comercial e crescimento econômico para países da União Europeia e alguns países do leste europeu, Ngozo (2006), após dividir a amostra em cinco grupos de países, encontra que a abertura causa crescimento para todos os grupos, exceto o grupo de países do leste europeu.

Na mesma linha de Ngozo (2006), Fochezatto et alii (2010) investigam a relação de causalidade entre comércio e crescimento utilizando painel composto de dados para 18 países latino-americanos em um período de 51 anos. Os autores utilizam um modelo bivariado padrão com três especificações alternativas, e encontram que, em sete países ocorre uma relação de causalidade unidirecional do comércio para o crescimento; em três países a causalidade vai do crescimento para o comércio; em dois países a causalidade ocorre nas duas direções; e, por fim, em seis países não ocorre causalidade entre estas variáveis.<sup>1</sup> Os autores concluem que não há uma regra geral sobre a existência e a direção da causalidade entre a abertura comercial e o crescimento econômico e que esta varia de país a país e, possivelmente, também depende do período em que a análise ocorre.

Em relação aos trabalhos empíricos que investigam a relação entre abertura comercial e crescimento econômico considerando a economia brasileira, destacam-se os trabalhos de Azevedo e Portugal (1998), Ferreira e Rossi (2003), Magalhães et alii (2007), Feitosa (2009), Bittencourt et alii (2010) e Daumal e Özyurt (2011a,b).

Azevedo e Portugal (1998) analisam os efeitos da política de importação brasileira considerando as décadas de 1980 e 1990, e percebem que as medidas restritivas às importações, tarifárias e não tarifárias adotadas nos anos de 1980, ao

---

<sup>1</sup> Os países foram, respectivamente, Brasil, Chile, Equador, Guatemala, Panamá, Paraguai e Uruguai; Argentina, El Salvador e República Dominicana; Costa Rica e México e, por fim, Bolívia, Colômbia, Honduras, Nicarágua, Peru e Venezuela.

mesmo tempo em que eliminaram o poder explicativo da renda sobre a variação das importações, tornou o desempenho da capacidade instalada extremamente relevante para determinar o seu comportamento.

Feitosa (2009) analisa se os resultados da abertura comercial tiveram impacto sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros durante o período de 1986 a 2005. Usando teste de causalidade de Granger para dados em painel, a autora encontra uma relação de bicausalidade, no sentido de Granger, entre abertura e crescimento.

Utilizando dados agregados para antes e depois da abertura comercial ocorrida no Brasil no período 1988-1990, Ferreira e Rossi (2003) analisam o impacto da abertura comercial sobre o crescimento da produtividade. Os resultados mostram um impacto positivo e significativo, onde as reduções tarifárias observadas no período ampliaram em 6% a taxa de crescimento estimada da produtividade total sendo semelhante o impacto sobre a produtividade do trabalho.

Seguindo a linha de Alesina et alii (2005), Magalhães et alii (2007) analisam a relação entre o tamanho do estado (considerando duas medidas, PIB e população), abertura comercial e crescimento econômico para os estados brasileiros no período de 1989-2002. Os autores identificam impactos positivos da abertura e tamanho sobre o crescimento, sendo o impacto do tamanho inferior ao de abertura. Observa-se também que quanto maior o estado, menores serão os benefícios gerados pela abertura comercial.

Bittencourt et alii (2010) fazem uso de um modelo de equilíbrio geral computável multiregional para avaliar os impactos regionais da abertura comercial, medida via reduções de tarifas de importação, sobre a pobreza e a distribuição de renda no Brasil. Os autores argumentam que a política comercial não se mostrou suficiente para promover uma distribuição mais equitativa de renda no país e que, sem maiores investimentos em infraestrutura para o comércio e em capital humano, as demais regiões brasileiras sempre estarão atrás de Sudeste e Sul em termos de desenvolvimento.

Analisando os impactos da abertura comercial dependendo da renda inicial dos estados brasileiros, Daumal e Özyurt (2011a) utilizam dados para 26 unidades da federação entre 1989-2002 e estimativas *one-step* do *System-GMM* e mostram que a abertura se mostrou mais benéfica para os estados com maior nível de renda *per capita* inicial, aqueles mais industrializados e com melhor capital humano.

Utilizando um modelo de crescimento espacial de Durbin para estimar o impacto do comércio internacional no nível de renda *per capita* regional do Brasil, Daumal e Özyurt (2011b) usam informações de 469 microrregiões, entre 2004 e 2007, encontrando que a abertura promove a economia local, no entanto, exerce influência negativa sobre a renda *per capita* das regiões vizinhas.

Diante do exposto, pode-se afirmar que não há um consenso sobre os impactos da abertura comercial no nível de renda *per capita* das economias e nem sobre quais técnicas se mostrariam mais adequadas em sua análise, já que boa parte dos estudos faz uso de regressões com dados de corte transversal. Além disso, percebe-se que os resultados parecem indicar que, em geral, regiões menos desenvolvidas absorvem

menos os efeitos positivos do comércio frente às desenvolvidas.

Assim, vista a relativa escassez de estudos nessa área em nível nacional, o presente estudo busca contribuir para este debate incluindo o referencial de modelos dinâmicos de dados em painel estimados por *System-GMM* nos moldes *two-step* para a investigação dos possíveis efeitos assimétricos regionais que a abertura comercial tenha causado na renda *per capita* dos estados brasileiros. Vale destacar que este estudo inova em relação ao estudo de Daumal e Özyurt (2011a) tanto por utilizar um estimador mais robusto,<sup>2</sup> como por considerar a interação de *dummies* regionais e abertura comercial para identificar as distorções de tal impacto, tendo o Nordeste como referência.

### 3. Descrição e Análise dos Dados

Para aferir o impacto da abertura comercial e os possíveis efeitos assimétricos regionais do comércio internacional sobre a renda *per capita* dos estados brasileiros, foram coletadas informações anuais a nível estadual, considerando o período entre 1991 e 2004 para os 26 estados e o Distrito Federal. As estimativas de população residente, utilizadas para transformar as demais variáveis em seus valores *per capita*, foram obtidas junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).<sup>3</sup> O Quadro 1 apresenta uma síntese das variáveis utilizadas neste estudo, bem como suas *proxies*, fontes e os respectivos sinais esperados.

Em conformidade com a teoria, espera-se que os capitais físico e humano exerçam impacto positivo sobre a renda *per capita*. No entanto, a abertura comercial pode tanto ser benéfica quanto maléfica para uma economia, pois depende do seu nível de desenvolvimento. Neste sentido, espera-se que existam efeitos assimétricos entre as macroregiões brasileiras como, por exemplo, ao comparar Sudeste com Nordeste espera-se um efeito positivo.

A Tabela 1, por sua vez, reporta as estatísticas descritivas da renda *per capita* ( $Y_{it}$ ), capital físico *per capita* ( $K_{it}$ ), abertura comercial ( $Z_{it}$ ) e capital humano ( $H_{it}$ ). Observa-se que a renda *per capita* brasileira média no período analisado foi de R\$ 5197.10 e que a abertura comercial representou, em média, cerca de 7% do PIB dos estados do Brasil.

A escolaridade média das pessoas com idade igual ou acima de 25 anos, foi de 5.3 anos. Em relação às *dummies* regionais interadas, tem-se que a região Norte obteve, em média, a maior participação do comércio sobre o PIB, com grau de abertura de 12%, sendo o Centro-Oeste e o Nordeste aquelas com os menores indicadores desta variável, com o comércio internacional respondendo por apenas 3% e 5% de seus PIB's, respectivamente.

<sup>2</sup> Ver Seção 4.

<sup>3</sup> Para os anos de 1991 e 1996 foram consideradas as contagens populacionais, por isso, não se utilizou da estimativa populacional. Não obstante, esta contagem também foi realizada pelo IBGE.



Quadro 1: Resumo Descritivo das Variáveis Utilizadas

Variável	Proxy	Fonte	Sinal Esperado
Renda <i>per capita</i> ( $Y$ )	Produto Interno Bruto <i>per capita</i> ( $PIBpc$ )	IBGE	Variável dependente
Capital Físico ( $K$ )	Consumo de Energia Industrial+Comercial	BEN/MME/EPE	+
Capital Humano ( $H$ )	Anos Médios de Estudo para população com 25 anos ou mais	PNAD/IBGE/IPEA	+
Abertura Comercial <sup>4</sup> ( $Z$ )	(Exportação + Importação)/PIB	MDIC-SECEX	Ambíguo
Dummy Norte <sup>5</sup> ( $DN^*Z$ )	Interação entre Dummy Norte e abertura comercial dos estados que fazem parte da respectiva região	Elaboração própria	Ambíguo
Dummy Centro-Oeste ( $DCO^*Z$ )	Interação entre Dummy Centro-Oeste e abertura comercial dos estados que fazem parte da respectiva região	Elaboração própria	+
Dummy Sudeste ( $DSE^*Z$ )	Interação entre Dummy Sudeste e abertura comercial dos estados que fazem parte da respectiva região	Elaboração própria	+
Dummy Sul ( $DS^*Z$ )	Interação entre Dummy Sul e abertura comercial dos estados que fazem parte da respectiva região	Elaboração própria	+
Dummy Nordeste ( $DNE^*Z$ )	Interação entre Dummy Nordeste e abertura comercial dos estados que fazem parte da respectiva região	Elaboração própria	Categoria de referência

Fonte: Elaborado pelos autores.

<sup>4</sup> O conceito de exportações por fator agregado envolve o agrupamento dos produtos em três grandes classes, levando-se em conta a maior ou menor quantidade de transformação (agregação de valor) que a mercadoria sofreu durante o seu processo produtivo, até a venda final.

<sup>5</sup> As *dummies* regionais assumem valor 1 caso o estado  $i$  pertença a região  $j$ , e 0 caso contrário. Vale ressaltar que, como a categoria de referência no presente estudo é a região Nordeste, os sinais esperados reportam a direção, *a priori*, dos efeitos assimétricos da abertura comercial das demais regiões “em relação à região Nordeste”.

As Figuras 1 e 2 traçam a evolução temporal, em termos regionais, dos indicadores aqui considerados. Na Figura 1, tem-se a evolução do renda *per capita*<sup>6</sup> para as macro-regiões brasileiras. Observe que a região Sudeste apresentou os maiores níveis de renda *per capita* durante todo o período analisado. Vale destacar a grande evolução da região Centro-Oeste, que em meados de 2002 passou a ser a região com a segunda maior renda *per capita* do país.

A evolução temporal da abertura comercial<sup>7</sup> das regiões brasileiras durante o período de 1991 a 2004 é reportada na Figura 2. Observe que, a região Norte apresenta o maior indicador de abertura comercial dentre todas as regiões brasileiras, no entanto, tal fato pode ser explicado pelo baixo PIB desta região. Mesmo apresentando as maiores rendas *per capita* do Brasil, as regiões Sul e Sudeste se destacam em termos de abertura comercial, revelando que, tais regiões dominam as demais em termos de abertura para o comércio internacional.

No intuito de elucidar as diferenças relativas existentes entre os estados brasileiros, as Tabelas 2 e 3 reportam, a partir de informações do primeiro e último ano em análise, 1991 e 2004, respectivamente, as variações nos indicadores aqui estudados salientando as mudanças no *ranking* estadual bem como o *gap* existente entre o estado com melhor indicador e as demais unidades federativas.

Tabela 1

Estatísticas Descritivas das Variáveis Utilizadas<sup>8</sup>

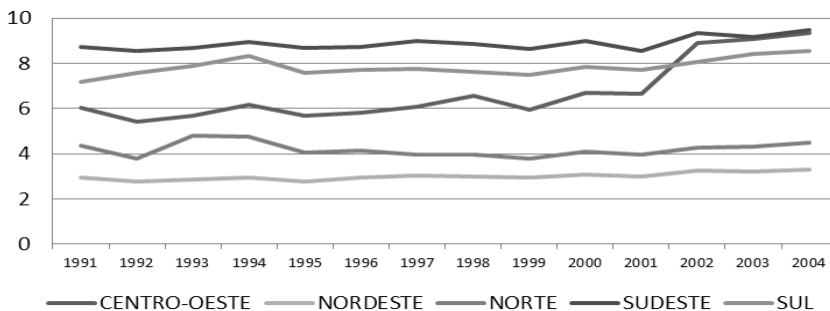
Variáveis	Média	Desv.Padrão	Mediana	Amplitude	
				Mín	Máx
$Y_{it}$	51.971	30.535	41.855	14.645	217.164
$K_{it}$	0.6482	0.427	0.5336	0.0762	15.962
$H_{it}$	5.28	1.18	5.29	2.75	8.76
$Z_{it}$	0.07	0.06	0.05	0.00	0.35
$DN^*Z$	0.12	0.03	0.13	0.07	0.16
$DCO^*Z$	0.03	0.01	0.03	0.02	0.06
$DSE^*Z$	0.10	0.02	0.10	0.06	0.13
$DS^*Z$	0.10	0.03	0.11	0.06	0.15
$DNE^*Z$	0.06	0.01	0.06	0.04	0.08

Fonte: Elaborado pelos autores. Obs.  $Y_{it}$  e  $K_{it}$  estão em termos *per capita*. E o PIB em mil R\$.

<sup>6</sup> Vale lembrar que as variáveis que representam valores monetários foram devidamente deflacionadas pelo deflator implícito do PIB, ano de 2000, obtido no banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEADATA.

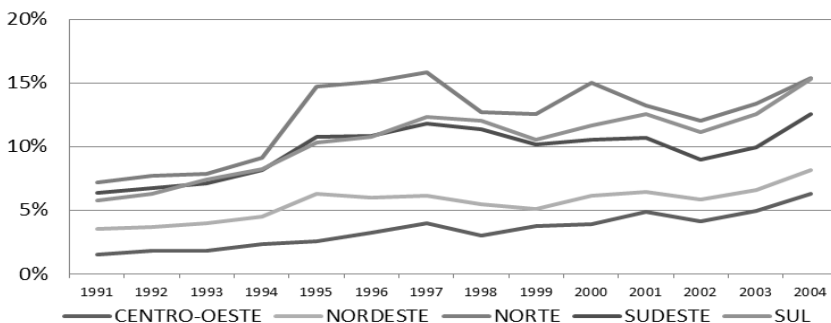
<sup>7</sup>  $(\text{Exportação} + \text{Importação}) / \text{PIB}$ . Os dados de exportação e importação são referentes ao conceito FOB (*free on board*), designando uma modalidade de repartição de responsabilidade em que o exportador e o importador dividem os custos de segurança e transporte da mercadoria. Estes também foram previamente divididos por mil.

<sup>8</sup> Para extrair as estatísticas descritivas das *dummies* regionais interadas excluiu-se o caso em que estas assumem valor zero.

Fig. 1. Evolução da renda *per capita* das Regiões Brasileiras<sup>9</sup>

Fonte: Elaborado pelos autores a partir informações do IBGE.

Fig. 2. Evolução da Abertura Comercial das Regiões Brasileiras



Fonte: Elaborado pelos autores a partir informações do IBGE e MDIC-SECEX.

A Tabela 2<sup>10</sup> reporta as disparidades existentes entre os indicadores de renda *per capita* e abertura comercial entre os estados brasileiros. Percebe-se inicialmente que o Distrito Federal – líder do *ranking* durante todo o período analisado – seguido por São Paulo e Rio de Janeiro, respectivamente, obtiveram as maiores rendas *per capita*. Enquanto que no Maranhão obteve a menor do país em 1991 representando apenas 11% da auferida no Distrito Federal e não apresentou melhora significativa, crescendo, em média, 3.5% a.a e ficando a frente apenas do Piauí em 2004. Alguns estados cresceram bastante, tendo sobressaído o desempenho do Mato Grosso e Tocantins que avançaram nove posições no *ranking* da renda *per capita* no período. O Pará obteve a maior queda, caindo seis posições.

<sup>9</sup> A escala do eixo vertical do gráfico varia, na realidade, entre os limites de 0 a R\$ 10.000,00, visto que os valores referentes ao PIB foram previamente divididos por mil.

<sup>10</sup>  $Y_i$  é o PIB *per capita* (mil),  $Z_i$  é Participação do Comércio no PIB;  $Y_i/Y_{DF}$ ,  $Z_i/Z_{ES}$  – PIB *per capita* (mil) relativos ao Distrito Federal, Participação do Comércio no PIB relativos ao Espírito Santo; *Ranking* por ordem decrescente de  $Y_i$  e  $Z_i$ ;  $\gamma$  é a variação de posição;  $\gamma_{MY}$  e  $\gamma_{MZ}$  são as Taxas média de crescimento entre 1991-2004 calculada pela fórmula  $((\ln(Final) - \ln(Inicial))/t)$ , sendo  $t$  o número de anos entre a observação inicial e final. Nesse caso  $t = 13$ .

Ao se considerar o indicador de abertura comercial, percebe-se que os Estados do Tocantins, Rio Grande do Norte, Paraná, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul foram os que mais avançaram, relativamente. Já o Amapá obteve o pior desempenho no período caindo dez posições no *ranking* do período analisado. Em termos de abertura comercial, destaca-se o Espírito Santo, que liderou inicialmente o *ranking* perdendo o posto para o Amazonas em 2004.

Por fim, ao se confrontar as estatísticas de renda *per capita* com a participação do comércio, percebe-se que não há um padrão de direcionamento entre elas. Apesar de Tocantins e Mato Grosso terem apresentado melhoras significativas em ambas às medidas, o Amazonas, que assumiu a primeira posição da participação do comércio no *PIBpc* em 2004, amargou uma redução média na renda de 1.03% a.a mesmo tendo um crescimento de 9.63% a.a na participação do comércio, dentre outros.

As informações contidas na Tabela 3<sup>11</sup> reportam a evolução comparativa das variáveis de capital físico e humano dos estados brasileiros, bem como a descrição do *ranking* estadual e do *gap* existente entre o estado com melhor indicador e os demais.

Ao avaliar o capital físico, observa-se que, em 2004, São Paulo, Pará, Santa Catarina e Minas Gerais foram os maiores consumidores de energia elétrica, enquanto Piauí, Acre e Roraima foram os que menos consumiram.

Em relação ao capital humano, percebe-se que os estados de Maranhão e Alagoas, apresentaram o menor nível educacional em 1991 e 2004, respectivamente. O estado do Acre apresentou a maior redução neste indicador, tendo seu nível educacional se reduzido de 73% para 59% do nível educacional do Distrito Federal, estado com melhor nível educacional no período em tela. Os estados de Santa Catarina, Tocantins e Paraná obtiveram os maiores avanços relativos no *ranking* estadual do período.

Com base nas análises supracitadas e na necessidade de dar um suporte estatístico aos fatos estilizados apresentados nesta seção, o presente estudo utilizar-se-á de um modelo dinâmico para dados em painel estimado pelo método que ficou conhecido como *System-GMM*, desenvolvido por Blundell e Bond (1998), tema da próxima seção.

#### 4. Metodologia Econométrica

Para investigar os efeitos da abertura comercial sobre o nível de renda dos estados brasileiros entre 1991 e 2004 considerando aspectos regionais, estimar-se-á uma regressão adaptada para modelos dinâmicos de dados em painel a partir da estrutura utilizada por Bolaky e Freund (2006) e Daumal e Özyurt (2011a), a qual pode ser representa por:

<sup>11</sup>  $H_i$  reporta os anos médios de estudo das pessoas com 25 anos ou mais, enquanto que  $K_i$  é o consumo de energia elétrica comercial e industrial (*proxy* de capital físico);  $H_i/H_{DF}$  refere-se aos anos de estudo relativos ao Distrito Federal, e  $K_i/K_{SP}$  ao capital físico do estado  $i$  relativo a São Paulo. O *Ranking* é por ordem decrescente de  $H_i$  e  $K_i$  e, por fim,  $\gamma_{MK}$  e  $\gamma_{MH}$  referem-se as taxas médias de crescimento entre 1991 e 2004.

Tabela 2. Disparidade dos Indicadores de Crescimento Econômico e Abertura Comercial para os 26 Estados e Distrito Federal

Unidade Federativa	PIB per capita (mil) a preços constantes ( $Y_i$ )				Participação do Comércio no PIB( $Z_i$ )									
	$Y_i$ (91)	$Y_i$ (04)	$Y_i/Y_{DF}$ (91)	$Y_i/Y_{DF}$ (04)	Ranking (91/04)	$\Delta Rd$ (91/04)	$\gamma_{MY}$ (%)	$Z_i$ (91)	$Z_i$ (04)*	$Z_i/Z_{ES}$ (91)	Ranking (91/04)	$\Delta Rd$ (91/04)	$\gamma_{MZ}$ (%)	
Acre	2.99	4.22	0.22	0.20	21/18	3	2.66	0.20	0.36	0.01	25/27	-2	4.69	
Alagoas	2.64	2.92	0.20	0.14	23/24	-1	0.79	5.39	6.03	0.34	0.23	9/16	-7	0.87
Amapá	5.18	4.75	0.38	0.23	10/15	-5	-0.67	5.35	2.89	0.34	0.11	10/20	-10	-4.73
Amazonas	7.46	6.52	0.55	0.31	5/9	-4	-1.03	7.62	26.83	0.48	1.03	4/1	3	9.68
Bahia	3.45	3.91	0.26	0.19	19/19	0	0.94	4.91	13.26	0.31	0.51	12/9	3	7.05
Ceará	2.68	3.12	0.20	0.15	22/23	-1	1.18	2.55	5.76	0.16	0.22	15/17	-2	6.27
Distrito Federal	13.48	20.94	1.00	1.00	1/1	0	3.39	0.90	1.12	0.06	0.04	22/25	-3	1.65
Espírito Santo	5.94	8.11	0.44	0.39	8/8	0	2.40	15.92	26.01	1.00	1.00	1/2	-1	3.77
Goiás	4.37	5.89	0.32	0.28	12/12	0	2.30	1.78	6.28	0.11	0.24	17/15	2	9.71
Maranhão	1.54	2.42	0.11	0.12	27/26	1	3.50	9.22	13.48	0.58	0.52	3/7	-4	2.92
Mato Grosso	4.20	9.08	0.31	0.43	13/4	9	5.94	2.81	14.09	0.18	0.54	14/6	8	12.41
Mato Grosso do Sul	5.18	6.39	0.38	0.31	11/10	1	1.62	1.25	9.94	0.08	0.38	19/12	7	15.93
Minas Gerais	5.64	6.31	0.42	0.30	9/11	-2	0.87	6.63	10.85	0.42	0.42	06/11	-5	3.78
Pará	3.83	3.51	0.28	0.17	16/22	-6	-0.69	9.69	16.96	0.61	0.65	2/3	-1	4.31
Parabá	2.46	2.84	0.18	0.14	24/25	-1	1.11	1.40	3.08	0.09	0.12	18/19	-1	6.03
Paraná	6.48	8.16	0.48	0.39	7/7	0	1.77	4.65	16.24	0.29	0.62	13/5	8	9.62
Pernambuco	3.78	3.57	0.28	0.17	17/20	-3	-0.43	2.40	4.29	0.15	0.17	16/18	-2	4.47
Piauí	1.64	2.23	0.12	0.11	26/27	-1	2.33	1.11	1.36	0.07	0.05	21/24	-3	1.52
Rio de Janeiro	8.93	9.91	0.66	0.47	3/3	0	0.80	5.05	8.89	0.32	0.34	11/13	-2	4.35
Rio Grande do Norte	3.03	3.55	0.22	0.17	20/21	-1	1.23	1.19	6.78	0.07	0.26	20/14	6	13.38
Rio Grande do Sul	7.89	8.68	0.59	0.41	4/6	-2	0.73	6.67	16.32	0.42	0.63	5/4	1	6.88
Rondônia	3.47	4.87	0.26	0.23	18/14	4	2.61	0.83	1.92	0.05	0.07	23/22	1	6.40
Roraima	4.02	4.97	0.30	0.24	14/13	1	1.64	0.14	0.40	0.01	0.02	26/26	0	8.05
Santa Catarina	7.17	9.06	0.53	0.43	6/5	1	1.80	5.77	12.19	0.36	0.47	8/10	-2	5.75
São Paulo	10.40	10.92	0.77	0.52	2/2	0	0.37	6.24	13.40	0.39	0.52	7/8	-1	5.88
Sergipe	3.99	4.25	0.30	0.20	15/17	-2	0.48	0.73	1.81	0.05	0.07	24/23	1	7.04
Tocantins	1.84	4.43	0.14	0.21	25/16	9	6.76	0.06	2.67	0.00	0.10	27/21	6	29.70

Fonte: Elaborado pelos autores com base em dados do IBGE e MDIC - SECEX. \* Valores em porcentagem (%).

Tabela 3. Disparidade dos Indicadores de Capital Físico *per capita* e Anos Médios de Estudo para os 26 Estados e Distrito Federal

Unidade Federativa	Capital Físico per capita ( $K_i$ )				Anos Médios de Estudo ( $H_i$ )								
	$K_i$ (91) (04)	$K_i/K_{SP}$ (04)	$K_i/K_{SP}$ Ranking (91/04)	$\Delta R_d$ (%)	$H_i$ (91) (04)	$H_i/H_{DF}$ (91)	$H_i/H_{DF}$ Ranking (91/04)	$\Delta R_d$ (%)					
Acre	0.12 0.18	0.09	0.12	25/26	-1	3.02	5.45	5.17	0.73	0.59	8/21	-13	-0.41
Alagoas	0.81 0.74	0.60	0.47	8/11	-3	-0.66	3.27	4.19	0.44	0.48	23/27	-4	1.91
Amapá	0.42 0.23	0.31	0.15	15/24	-9	-4.55	5.75	6.78	0.77	0.77	6/6	0	1.27
Amazonas	0.38 0.62	0.28	0.39	16/16	0	3.76	6.01	6.67	0.81	0.76	4/7	-3	0.80
Bahia	0.60 0.83	0.45	0.53	11/10	1	2.49	3.32	4.86	0.44	0.55	22/23	-1	2.93
Ceará	0.25 0.37	0.19	0.24	21/21	0	3.08	3.18	4.94	0.43	0.56	24/22	2	3.39
Distrito Federal	0.44 0.64	0.33	0.41	13/15	-2	2.95	7.45	8.76	1.00	1.00	1/1	0	1.24
Espírito Santo	1.05 1.43	0.79	0.90	6/5	1	2.35	4.77	6.57	0.64	0.75	12/9	3	2.46
Goiás	0.42 0.71	0.31	0.45	14/14	0	4.01	4.57	6.19	0.61	0.71	16/11	5	2.33
Maranhão	1.23 1.20	0.92	0.76	3/6	-3	-0.18	2.75	4.60	0.37	0.52	27/25	2	3.97
Mato Grosso	0.27 0.71	0.20	0.45	20/13	7	7.38	4.44	6.13	0.60	0.70	17/13	4	2.48
Mato Grosso do Sul	0.36 0.60	0.27	0.38	18/17	1	3.90	4.77	6.19	0.64	0.71	13/12	1	2.01
Minas Gerais	1.32 1.43	0.99	0.91	2/4	-2	0.60	4.62	6.10	0.62	0.70	15/14	1	2.14
Pará	1.21 1.57	0.90	0.99	4/2	2	2.00	5.06	5.52	0.68	0.63	10/17	-7	0.66
Paraná	0.20 0.40	0.15	0.25	22/20	2	5.52	3.58	4.78	0.48	0.55	21/24	-3	2.21
Paraná	0.65 1.16	0.48	0.74	10/7	3	4.52	4.71	6.67	0.63	0.76	14/8	6	2.68
Pernambuco	0.36 0.45	0.27	0.28	17/19	-2	1.63	3.94	5.42	0.53	0.62	18/18	0	2.45
Piauí	0.08 0.16	0.06	0.10	26/27	-1	5.10	2.87	4.36	0.39	0.50	26/26	0	3.21
Rio de Janeiro	1.06 0.87	0.79	0.55	5/9	-4	-1.49	6.31	7.63	0.85	0.87	2/2	0	1.46
Rio Grande do Norte	0.29 0.52	0.22	0.33	19/18	1	4.45	3.83	5.20	0.51	0.59	19/20	-1	2.37
Rio Grande do Sul	0.67 1.13	0.50	0.71	9/8	1	3.97	5.47	6.83	0.73	0.78	7/5	2	1.71
Rondônia	0.17 0.34	0.12	0.21	23/22	1	5.38	5.25	5.56	0.70	0.63	9/16	-7	0.44
Roraima	0.14 0.23	0.10	0.15	24/25	-1	4.02	6.07	6.24	0.81	0.71	3/10	-7	0.22
Santa Catarina	0.92 1.54	0.69	0.98	7/3	4	4.01	5.02	6.87	0.67	0.78	11/4	7	2.42
São Paulo	1.33 1.58	1.00	1.00	1/1	0	1.28	5.77	7.43	0.77	0.85	5/3	2	1.95
Sergipe	0.54 0.74	0.41	0.47	12/12	0	2.38	3.66	5.76	0.49	0.66	20/15	5	3.48
Tocantins	0.08 0.23	0.06	0.15	27/23	4	8.56	3.04	5.35	0.41	0.61	25/19	6	4.36

Fonte: Elaborado pelos autores com base em dados do BEN/MME e PNAD/IBGE/IPEA.

$$\ln Y_{it} = \beta_0 \ln Y_{it-1} + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln H_{it} + \beta_3 \ln Z_{it} + \theta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

onde,  $Y_{it}$  reporta o renda *per capita*;  $Y_{it-1}$  é o nível de renda *per capita* com fins a representar um efeito transferência da renda passada para a futura;  $K_{it}$  e  $H_{it}$  descrevem, respectivamente, o estoque de capital físico *per capita* e o capital humano. A variável  $Z_{it}$  representa o grau de abertura comercial dado pela participação do comércio na renda; ou seja,  $[(\text{Importação}_{it} + \text{Exportação}_{it})/\text{PIB}_{it}]$  e as variáveis contidas no vetor  $X_{it}$  representam *dummies* para cada região interadas com a abertura comercial para captar os possíveis efeitos assimétricos da abertura.  $\varepsilon_{it}$  é o termo de erro. Os subscritos  $i$  e  $t$  referem-se ao estado  $i$  no ano  $t$ .

Observe-se que a presença da variável  $Y_{it-1}$  caracteriza o painel dinâmico. No entanto, em modelos assim especificados, teoricamente, a utilização de MQO proporciona estimativas enviesadas para cima do coeficiente  $\beta_0$ , em decorrência da endogeneidade.<sup>12</sup>

Uma alternativa para solucionar este problema seria o uso de um estimador que captasse a heterogeneidade individual, isto é, o efeito fixo não observado, dos estados brasileiros. De modo semelhante, pode-se adotar também o método *Within Groups*, entretanto, as estimativas de  $\beta_0$  geradas a partir deste método são enviesadas para baixo. Portanto, uma estimativa adequada (não enviesada) de  $\beta_0$  deve ser compreendida entre os limites dos parâmetros estimados por MQO e *Within Groups*.

Outra possível estratégia para expurgar a endogeneidade seria a transformação do modelo em primeira diferença e sua estimação por GMM, método que minimiza as condições de momentos da distribuição, agora em sua versão que ficou conhecida como Difference-GMM. A equação (1) será reescrita da seguinte forma:

$$\Delta \ln Y_{it} = \beta_0 \Delta \ln Y_{it-1} + \beta_1 \Delta \ln K_{it} + a\beta_2 \Delta \ln H_{it} + \beta_3 \Delta \ln Z_{it} + \theta \Delta X_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (2)$$

No entanto, além do problema adicional de autocorrelação dos resíduos devido à transformação em primeira diferença, a endogeneidade ainda persiste, pois  $\Delta \ln Y_{it-1}$  é correlacionado com  $\Delta \varepsilon_{it}$ .

Faz-se necessário então o uso de um instrumento que expurgue completamente a endogeneidade do modelo. Sabe-se, das hipóteses assumidas para o método de estimação GMM,<sup>13</sup> que  $E(\Delta Y_{it-s}, \Delta \varepsilon_{it}) = 0$  para  $t = 3, 4, \dots, T$  e  $s \geq 2$ . Logo, Arellano e Bond (1991) sugerem utilizar a primeira diferença de  $Y_{it-1}$  com defasagens maiores do que um como instrumento para resolver este problema.

<sup>12</sup> Isto é,  $E(X_{it}, \varepsilon_{it}) \neq 0$ . Vale ressaltar que uma variável pode ser classificada como: estritamente exógena, se não é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros; fracamente exógena, se é correlacionada apenas com valores passados do termo de erro; e endógena, se é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros.

<sup>13</sup> Para uma descrição detalhada das hipóteses e de todo o processo de estimação GMM ver Roodman (2009).

Entretanto, para painéis com dimensão temporal pequena, os instrumentos utilizados podem ser fracos e o problema de endogeneidade persistirá.

Assim, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) sugerem a composição de um sistema que combine (1) e (2) utilizando como instrumentos as variáveis em primeira diferença defasadas e as variáveis em nível defasadas para as equações em nível e em primeira diferença, respectivamente. Surge, então, o método de estimação que ficou conhecido como *System-GMM*, empregado neste artigo.

Utiliza-se ainda do procedimento descrito por Roodman (2009) no que diz respeito às escolhas de especificação do modelo. Há duas técnicas de estimação GMM para o *System-GMM*, uma em que se supõe que os resíduos sejam esféricos<sup>14</sup> (*one-step*), e outra, *two-step*, na qual se utilizam os resíduos gerados na primeira estimação para obter uma estimativa consistente da matriz de variância-covariância.

Devido ao tamanho da amostra, utiliza-se a variante *two-step* que é mais eficiente para a estimação do painel. No entanto, essa variante tende a subestimar os erros-padrões, sendo necessário utilizar a correção de Windmeijer (2005) para amostras finitas com vista a evitar que o referido estimador subestime as verdadeiras variâncias.

Como o painel dinâmico é sensível à autocorrelação dos resíduos, aplica-se o teste de Arellano e Bond para autocorrelação de primeira e segunda ordem. Para que a estimação seja consistente, deve-se rejeitar a hipótese nula, ausência de autocorrelação de primeira ordem e, não rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação de segunda ordem.

Ademais, é preciso definir algum critério para a quantidade e validade dos instrumentos utilizados. Primeiramente, para que não haja sobreidentificação,<sup>15</sup> recomenda-se a restrição de que o número de instrumentos deve ser menor ou igual ao número de grupos investigados. Para testar a validade dos instrumentos, utilizam-se os testes de Hansen (1982) e Sargan (1958)<sup>16</sup> que têm a validade dos instrumentos como hipótese nula.

Além disso, é importante notar que estes possuem baixo poder se o modelo inclui uma ampla seleção de instrumentos excluídos. Por esse motivo, também se analisa o teste de exogeneidade de grupos particulares de instrumentos, definido como a diferença entre a estatística de Hansen obtida com um número menor de instrumentos, excluindo-se os instrumentos inválidos, e a equação com todos os instrumentos.

<sup>14</sup> Homocedásticos.

<sup>15</sup> Caso em que o número de instrumentos é superior ao número de grupos. Vale destacar que Daumal e Özyurt (2011a), em suas estimações GMM, não respeitam este critério, logo, seus resultados podem estar sujeitos ao viés ocasionado pela endogeneidade, enquanto que no presente estudo, o número de grupos é dado pela quantidade de estados presentes no painel. Para mais detalhes, ver Roodman (2009).

<sup>16</sup> A estatística de teste de Hansen (1982) é mais robusta na presença de heterocedasticidade. Vale destacar que o teste de Sargan (1958) é um caso especial da estatística *J* de Hansen para o caso de Homocedasticidade.



## 5. Análise e Discussão dos Resultados

Para aferir os impactos da abertura comercial sobre o nível de renda *per capita* dos estados brasileiros entre 1991 e 2004, considerando um painel de informações de seus Estados, estima-se a equação (1) pelos métodos MQO, *Within Groups* e *System-GMM*.

Dar-se-á, entretanto, maior ênfase aos resultados da estimação obtida a partir do *System-GMM*, uma vez que esta metodologia leva em consideração a heterogeneidade individual dos estados brasileiros, a correlação entre as variáveis explicativas e os efeitos não observados por meio de instrumentos internos, gerando, conseqüentemente, estimações mais robustas que expurgam os problemas intrínsecos à endogeneidade.

Primeiramente, a análise se atém aos testes de especificação e, em seguida, discute-se os coeficientes. A Tabela 4 reporta os resultados das estimações realizadas a partir das três técnicas supracitadas. Observa-se que o coeficiente da variável dependente defasada (renda *per capita* no período  $t - 1$ ) da estimação por *System-GMM* encontra-se exatamente entre os limites dos coeficientes desta nas estimações por MQO e *Within Groups*, indicando que, o *System-GMM* se mostrou eficaz na eliminação do viés no painel dinâmico.

O teste de Arellano-Bond não rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação de segunda ordem, mas rejeita a autocorrelação de primeira ordem. Já para a validade dos instrumentos, os testes de Hansen e Sargan, não rejeitam a hipótese de que os instrumentos são válidos. E, por fim, o teste *Difference-Hansen* não rejeita a hipótese de exogeneidade dos instrumentos. Portanto, conforme explicado na seção anterior, pode-se atestar que tal estimação é eficiente.

No modelo estimado por *System-GMM* verifica-se que, apenas a *dummy* interada para a região Norte e o termo de intercepto são estatisticamente insignificantes, as demais variáveis explicativas se mostraram estatisticamente robustas.

Como os coeficientes das variáveis  $\ln Y_{it-1}$ ,  $\ln H_{it}$ ,  $\ln K_{it}$ ,  $DS_i^* Z_{it}$ ,  $DSE_i^* Z_{it}$  e  $DCO_i^* Z_{it}$  apresentam sinais positivos, incrementos nos valores destas variáveis provocam aumentos na renda *per capita* dos Estados brasileiros. Entretanto, o coeficiente da variável  $\ln Z_{it}$  apresenta sinal negativo e, por isso, pode-se dizer que a abertura tem afetado negativamente a renda *per capita* do agregado dos Estados do Brasil.

Como as variáveis estão em logaritmos, os coeficientes estimados reportam as elasticidades renda em relação a cada um dos determinantes incluídos na regressão como, por exemplo, um aumento de 1% na renda *per capita* do período anterior ( $\ln Y_{it-1}$ ), *ceteris paribus*, ocasiona um incremento de 0.8% na renda *per capita* do período seguinte, revelando um forte efeito-transferência da renda passada para a futura, ou seja, existe uma dinâmica de renda na economia, revelando, assim, a importância da utilização de modelos dinâmicos para investigações dessa natureza.

Com relação ao capital humano e físico, verifica-se que, o impacto do primeiro, no nível de renda *per capita* dos estados brasileiros, é superior ao do segundo, assim

como os estudos de Mankiw et alii (1992), Ferreira et alii (2004) e Cangussu et alii (2010) que destacam a importância do capital humano para o nível de renda *per capita* das economias. Em termos de elasticidade, observa-se que um aumento de 1% no capital humano ( $\ln H_{it}$ ), *ceteris paribus*, provoca um aumento de 0.16% na renda *per capita* dos estados brasileiros, ao passo que, o impacto do capital físico ( $\ln K_{it}$ ), nas mesmas condições, é de 0.11%.

Sugere-se, portanto, políticas destinadas ao aumento do capital humano, uma vez que este tem se mostrado mais importante na determinação do nível de renda *per capita* dos brasileiros. Tais políticas precisam ser contínuas e de caráter duradouro para se atingir uma maior taxa de crescimento *per capita* no longo prazo, uma vez que o capital humano tem sido apresentado como o motor propulsor das economias (Dias e Dias 2007; Nakabashi e Salvato 2007; Dias et alii 2009; Lucas 1988).

A abertura comercial ( $\ln Z_{it}$ ) exerce impacto negativo sobre o nível de renda *per capita*. Nesse sentido, pode-se inferir que um aumento de 1% no grau de abertura da economia brasileira gera um decréscimo de 0.07% na renda *per capita* de seus estados. Este resultado corrobora os diversos estudos<sup>17</sup> que apontam que, considerando as disparidades regionais, a incapacidade de absorção de novas tecnologias e as distorções geradas nos termos de troca, o comércio pode afetar negativamente estas economias.

Para captar possíveis assimetrias nos efeitos da abertura comercial sobre a renda *per capita* dos estados do Brasil, levando em conta as disparidades entre suas regiões, foram utilizadas *dummies* regionais interadas. Observa-se que, quando comparadas à região Nordeste, categoria de referência, a abertura comercial nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste se mostrou benéfica para a renda *per capita* do agregado dos estados brasileiros, uma vez que os coeficientes das variáveis  $DS_i^* Z_{it}$ ,  $DSE_i^* Z_{it}$ ,  $DCO_i^* Z_{it}$  apresentam sinais positivos, corroborando, portanto, a hipótese de que regiões mais desenvolvidas são afetadas positivamente pela abertura comercial via crescimento da produtividade e difusão tecnológica (Kim e Lin 2009; Bittencourt et alii 2010).

Por outro lado, os efeitos da região Norte ( $DN_i^* Z_{it}$ ) se mostram estatisticamente insignificantes na estimação por *System-GMM*, entretanto, na metodologia *Within Groups*, esta variável apresenta coeficiente com sinal negativo e significativo, indicando, portanto, que, quando comparada ao Nordeste, a abertura comercial nesta região diminui a renda *per capita* dos estados brasileiros.

<sup>17</sup> Destacam-se os trabalhos de Kim e Lin (2009), Kiota (2009), Dowrick e Golley (2004), Freund e Bolaky (2008), Herzer (2011), Bertella e Lima (2004), Grossman e Helpman (1990, 1991), Bittencourt et alii (2010).

Tabela 4  
Resultados do Modelo de Regressão para  $\ln Y_{it}$

Variáveis explicativas	MQO Coeficiente	<i>Within groups</i> Coeficiente	<i>System-GMM</i> Coeficiente
$\ln Y_{it-1}$	0.9108* (0.0188)	0.7098* (0.0446)	0.8080* (0.0681)
$\ln H_{it}$	0.1598* (0.0422)	0.2672* (0.0596)	0.1647** (0.0888)
$\ln K_{it}$	0.0196*** (0.0113)	0.0606* (0.0205)	0.1155* (0.0417)
$\ln Z_{it}$	-0.0079 (0.0088)	-0.0118 (0.0148)	-0.0760* (0.0293)
$DS_i^* Z_{it}$	0.2296 (0.1881)	-0.9507 (0.6034)	0.9631* (0.3570)
$DSE_i^* Z_{it}$	0.1432 (0.1227)	-0.0244 (0.4152)	0.5656** (0.2353)
$DCO_i^* Z_{it}$	0.7400* (0.2865)	0.9014 (0.6430)	1.8182* (0.4596)
$DN_i^* Z_{it}$	-0.1395 (0.1449)	-0.7316*** (0.3951)	0.5701 (0.4385)
<i>Const.</i>	-0.1345* (0.0452)	0.0276 (0.1309)	-0.1680 (0.1208)
	$F(8, 342) = 1574.80$	$F(8, 316) = 64.37$	$F(8, 26) = 936.77$
	$Prob > F = 0.0000$	$Prob > F = 0.0000$	$Prob > F = 0.000$
	$R^2 = 0.9730$		
	Nº de Observações: 351	Nº de Observações: 351	Nº de Observações: 351
		Nº de grupos: 27	Nº de grupos: 27
			Nº de Instrumentos: 19
H0: Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		<i>p</i> -valor	0.00
H0: Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		<i>p</i> -valor	0.22
Teste de Sargan		Prob > chi2	0.37
Teste de Hansen		Prob > chi2	0.52
Teste de Hansen Grupo Excluído		Prob > chi2	0.64
Teste <i>Difference</i> -Hansen		Prob > chi2	0.21

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos resultados obtidos pelo software Stata 10.

Obs.: (i) Os valores em parênteses são os erros padrões corrigidos para amostras finitas pelo método de Windmeijer (2005); (ii) Os valores para os testes de Hansen são os *p*-valores para a hipótese nula de que os instrumentos são válidos; (iii) Utilizaram-se como instrumentos no *System-GMM* as variáveis explicativas em diferenças defasadas e variáveis explicativas em nível defasadas; (iv) Hipótese Nula do teste *Difference*-Hansen: Exogeneidade dos instrumentos utilizados; (v) Foram consideradas endógenas na estimação do *System-GMM* as variáveis de renda e abertura comercial.

Notas: \* significante ao nível de 1%.\*\* significante ao nível de 5%.\*\*\* significante ao nível de 10%.

Em suma, pode-se dizer que existem efeitos assimétricos em relação à abertura comercial brasileira sobre o nível de renda *per capita* de seus estados, onde as regiões mais desenvolvidas, Sul, Sudeste e Centro-Oeste, apresentaram efeitos positivos em relação à região Nordeste do Brasil, enquanto que, nas mesmas condições, a região Norte impactou negativamente. Vale destacar que, resultados na mesma direção foram indicados por Bittencourt et alii (2010).

## 6. Considerações Finais

O presente artigo analisou se, e de que forma, características regionais como nível de desenvolvimento, capital humano, diversidade tecnológica nas pautas de exportações e importações e capacidade de absorção de novas tecnologias dos estados brasileiros interferem nos impactos da abertura comercial sobre seus níveis de renda *per capita* considerando o período 1991-2004. Para discriminar tais resultados, utilizaram-se modelos dinâmicos para dados em painel, estimados pelos métodos MQO, *Within Groups* e *System-GMM*.

A metodologia *System-GMM* se mostrou eficiente para expurgar a endogeneidade do modelo, visto que, o coeficiente estimado da variável dependente defasada nesta estimação localizou-se exatamente entre os limites dos coeficientes desta mesma variável nas estimações pelas outras duas técnicas utilizadas, eliminando, portanto, o viés existente no painel dinâmico.

Além disso, os testes de Arellano-Bond, Hansen e *Difference-Hansen* não rejeitaram as suas respectivas hipóteses nulas de ausência de autocorrelação de segunda ordem, validade e de exogeneidade dos instrumentos utilizados de maneira a robustecer as estimativas.

No tocante aos resultados, pode-se dizer que estes corroboram com os estudos de Nelson e Phelps (1966), Lucas (1988), Romer (1990), Mankiw et alii (1992), Ferreira et alii (2004), Dias e Dias (2007), Nakabashi e Salvato (2007) e Dias et alii (2009), uma vez que tanto o capital humano quanto o físico aumentam a renda *per capita* dos estados brasileiros, entretanto, o impacto do primeiro é maior. Este resultado exalta a importância do investimento em capital humano para o crescimento do País e para atenuar as suas disparidades regionais. Vale destacar que aumentos na ordem de 1% no capital humano provocam uma variação positiva de 0.16% na renda *per capita* dos estados brasileiros.

Verificou-se também uma forte persistência na atividade econômica, uma vez que um aumento de 1% na renda *per capita* do período anterior, *ceteris paribus*, ocasiona um incremento de 0.8% na renda *per capita* do período seguinte.

Além disso, observou-se um impacto negativo e estatisticamente significativo da abertura comercial no nível de renda *per capita* dos estados revelando, inclusive, que incrementos de 1% no grau de abertura comercial provocam uma redução na ordem de 0,07% na renda *per capita*.

Entretanto, ao considerar as peculiaridades regionais conclui-se que, quando comparadas à região Nordeste, a abertura comercial nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste é benéfica para a renda *per capita* brasileira corroborando, portanto, a hipótese de que regiões mais desenvolvidas são afetadas positivamente pela abertura comercial via crescimento da produtividade e difusão tecnológica. Nas mesmas condições, os efeitos da região Norte mostraram-se maléficos à renda *per capita* dos estados brasileiros.

Estes resultados confirmam uma forte tendência de distorção regional dos efeitos do comércio no nível de renda dos estados brasileiros, uma vez que regiões mais

desenvolvidas apresentam altos níveis de *learnig by doing*, *knowledge Spillovers* e difusão tecnológica a ponto de levá-las a especializar-se em setores de alta tecnologia e produzirem bens e serviços com alto valor agregado beneficiando-se, portanto, do crescimento econômico mundial que envolve P&D ao contrário das áreas menos desenvolvidas (Lucas 1988; Romer 1986, 1990; Grossman e Helpman 1990, 1991; Acemoglu et alii 2006b,a; Bittencourt et alii 2010).

Em termos gerais, pode-se dizer que a abertura experimentada pela economia brasileira a partir da década de 1990 exerceu impacto negativo sobre a renda *per capita* dos seus estados. Ao avaliar os efeitos regionais, os resultados sugerem que a abertura apresentou efeitos positivos considerando-se as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste e negativos analisando a região Norte, ambos em relação à região Nordeste. Ou seja, as evidências apontam que, ao considerar as diferenças regionais, a abertura comercial da economia brasileira gerou efeitos assimétricos sobre o nível de renda *per capita* de seus estados, contribuindo para o agravamento das disparidades já existentes no país.

## Referências bibliográficas

- Acemoglu, D., Aghion, P., & Zilibotti, F. (2006a). Distance to frontier, selection and economic growth. *Journal of the European Economic Association*, 4:37–74.
- Acemoglu, D., Aghion, P., & Zilibotti, F. (2006b). Growth, development, and appropriate versus inappropriate institutions. Mimeo, MIT.
- Alesina, A., Spolaore, E., & Wacziarg, R. (2005). *Trade, Growth and Size of Countries*. Elsevier.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58:277–97.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental-variable estimation of error-components model. *Journal of Econometrics*, 68:29–52.
- Azevedo, A. F. & Portugal, M. S. (1998). Abertura comercial e instabilidade da demanda de importações. *Nova Economia*, 8:37–63.
- Baldwin, R., Braconier, H., & Forslid, R. (2005). Multinationals, endogenous growth and technological spillovers: Theory and evidence. *Review of International Economics*, 13:945–36.
- Barro, R. J. & Sala-i Martin, X. (1997). Technological diffusion, convergence, and growth. *Journal of Economic Growth*, 2:1–26.
- Bertella, M. A. & Lima, G. T. (2004). Um modelo macrodinâmico de abertura comercial, utilização da capacidade produtiva e crescimento econômico. *Estudos Econômicos*, 34:297–320.
- Bittencourt, M., Larson, D., & Kraybill, D. (2010). Regional short-run effects of trade liberalization in Brazil. *Economic Systems Research*, 22:65–85.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87:115–143.
- Bolaky, B. & Freund, C. (2006). Trade, regulations, and growth. In Fund, I. M., editor, *Trade and Growth Conference*, Washington, DC.

- Brunner, A. (2003). The long run effects of trade on income and income growth. Working paper, IMF.
- Cangussu, R. C., Salvato, M. A., & Nakabashi, L. (2010). Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW versus Mincer. *Estudos Econômicos*, 40:153–183.
- Cândido, M. S. & Lima, F. G. (2010). Crescimento econômico e comércio exterior: Teoria e evidências para algumas economias asiáticas. *Revista Economia Contemporânea*, 14:303–325.
- Daumal, M. & Özyurt, S. (2011a). The impact of international trade flows on economic growth in Brazilian states. *Review of Economics and Institutions*, 2:1–25.
- Daumal, M. & Özyurt, S. (2011b). Trade openness and regional income spillovers in Brazil: A spatial econometric approach. *Papers in Regional Science*, 92:197–215.
- Dias, J. & Dias, M. H. (2007). Crescimento econômico e as políticas de distribuição de renda e investimento em educação nos estados brasileiros: Teoria e análise econométrica. *Estudos Econômicos*, 37:701–743.
- Dias, J., Dias, M. H., & Lima, F. F. (2009). Os efeitos da política educacional no crescimento econômico: Teoria e estimativas dinâmicas em painel de dados. *Revista de Economia Política*, 29:232–251.
- Dollar, D. & Kraay, A. (2004). Trade, growth and poverty. *The Economic Journal*, 114:22–49.
- Dowrick, S. & Golley, J. (2004). Trade openness and growth: Who benefits? *Oxford Review of Economic Policy*, 20:38–56.
- Edwards, S. (1993). Openness, trade liberalization, and growth in developing countries. *Journal of Economic Literature*, 31:1358–93.
- Feitosa, D. G. (2009). *Três Ensaios sobre Crescimento Econômico na América Latina e Brasil*. PhD thesis, Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN Universidade Federal do Ceará, Fortaleza.
- Ferreira, P. C., Issler, J. V., & Pessôa, S. A. (2004). Testing production functions used in empirical growth studies. *Economics Letters*, 88:29–35.
- Ferreira, P. C. & Rossi, J. L. (2003). New evidence from Brazil on trade liberalization and productivity growth. *International Economic Review*, 44:1383–1405.
- Fochezatto, A., Koshiyama, D., & Alencastro, D. (2010). Testando relações de causalidade entre comércio externo e crescimento econômico em países da América Latina: Evidências de dados em painel e séries temporais. *EconomiA*, 11:597–629.
- Frankel, J. A. & Romer, D. (1999). Does trade cause growth? *American Economic Review*, 89:379–99.
- Freund, C. & Bolaky, B. (2008). Trade, regulations, and income. *Journal of Development Economics*, 87:309–321.
- Grossman, G. M. & Helpman, E. (1990). Comparative advantage and long-run growth. *American Economic Review*, 80:796–815.
- Grossman, G. M. & Helpman, E. (1991). Trade, knowledge spillovers and growth. *European Economic Review*, 35:517–526.
- Hansen, L. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50:1029–54.
- Herzer, D. (2011). Cross-country heterogeneity and the trade-income. (IAI) Discussion Papers 209, Ibero-America Institute for Economic Research.
- Karras, G. (2003). Trade openness and economic growth can we estimate the precise

- effect? *Applied Econometrics and International Development*, 3:7–25.
- Kim, D. H. & Lin, S. C. (2009). Trade and growth at different stages of economic development. *The Journal of Development Studies*, 45:1211–1224.
- Kiota, K. (2009). Trade liberalization, economic growth, and income distribution in a multiple-cone neoclassical growth model. Discussion Paper Series 17, CCES.
- Lopez, R. A. (2005). Trade and growth: Reconciling the macroeconomic and microeconomic evidence. *Journal of Economic Surveys*, 19:623–48.
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanic of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22:3–42.
- Magalhães, A. M., Branco, V. C., & Cavalcante, T. V. (2007). Abertura comercial, crescimento econômico e tamanho dos estados: Evidências para o Brasil. In ANPEC, editor, *Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia*.
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107:407–437.
- Nakabashi, L. & Salvato, M. A. (2007). Human capital quality in the Brazilian states. *EconomiA*, 8:211–229.
- Nelson, R. R. & Phelps, E. S. (1966). Investment in humans, technological diffusion, and economic growth. *The American Economic Review*, 56:69–82.
- Ngozo, T. I. (2006). Openness and economic growth: The case of european expansion. Munich Personal RePEc Archive 14.538, RePEc.
- Redding, S. (1999). Dynamic comparative advantage and the welfare effects of trade. *Oxford Economic Papers*, 51:15–39.
- Rivera-Batiz, L. A. & Romer, P. M. (1991). International trade with endogenous technological change. *European Economic Review*, 35:971–1001.
- Rodrik, D. (1999). The New Global Economy and Developing Countries: Making Openness Work. In *Overseas Development Council*, Washington, DC.
- Romer, P. M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *The Journal of Political Economy*, 98:71–99.
- Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98:71–99.
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An Introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata. *Stata Journal*, 9:86–136.
- Sargan, J. (1958). The estimation of economic relationships using instrumental variables. *Econometrica*, 26:393–415.
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126:25–51.
- Young, A. (1991). Learning by doing and the dynamic effects of international trade. *Quarterly Journal of Economics*, 106:369–405.