

UMA AVALIAÇÃO DOS IMPACTOS REGIONAIS DO MERCOSUL USANDO DADOS EM PAINEL*

Paulo C. de Sá Porto

Da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA/USP) e da Faculdade de Campinas (Facamp)
saporto@usp.br

Otaviano Canuto

Do Banco Mundial
ocanuto@worldbank.org

O artigo avalia os impactos do Mercosul nos fluxos de comércio das regiões brasileiras, utilizando um modelo gravitacional estendido, que inclui variáveis *dummy* para o Mercosul e para uma região brasileira. Usando dados em painel, implementamos o modelo de três formas distintas: modelo de dados seccionais em conjunto (*pooled data*), modelo de efeitos fixos e modelo de primeiras diferenças. Assim como em trabalhos anteriores desses autores, que utilizaram dados seccionais, os resultados mostram que os impactos mais significativos do Mercosul se deram nas regiões Sul e Sudeste, enquanto as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste tiveram um impacto bem menor no período 1990-2000. Isso demonstra que os resultados dos impactos do Mercosul sobre as regiões brasileiras são robustos, e independem do tipo de estrutura de dados ou do modelo utilizado.

1 INTRODUÇÃO

O interesse na questão da integração econômica entre países pertencentes a um bloco econômico cresceu muito nos últimos 15 anos, à medida que as áreas de livre-comércio e as uniões alfandegárias se espalharam pelo mundo inteiro. Há um intenso debate sobre se a integração econômica regional (“regionalismo”) propicia ganhos de bem-estar global, constituindo-se assim em um passo intermediário em direção ao comércio livre, ou se ela diminuiria o bem-estar global e, assim, se tornaria um impedimento ao comércio livre.¹

Entretanto, mesmo que se acredite que os tratados de integração econômica dos últimos anos aumentem, em sua grande maioria, o bem-estar para os países que participem de tais tratados e para o resto do mundo, a integração econômica afeta de maneira desigual as regiões dos países de um bloco econômico. À medida que a integração avança, os preços relativos naqueles países mudam e eles se especializam na produção dos bens e serviços nos quais tenham vantagens comparativas. Assim, as regiões que concentram uma proporção maior dos setores que estão crescendo ou encolhendo são afetadas desproporcionalmente pela integração

* Este trabalho segue parte da dissertação de doutoramento do primeiro autor, que foi orientada pelo segundo. Os autores agradecem a Carlos Roberto Azzoni, Maria Cristina Terra, Mariano Laplane, José Maria da Silveira e dois pareceristas anônimos pelos comentários e sugestões em diversas versões deste trabalho. Quaisquer erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

1. A literatura que discute se os tratados de integração econômica aumentam ou diminuem o bem-estar é vasta. Ver, por exemplo, Pomfret (1988) e Bayoumi e Eichengreen (1997).

econômica, que afeta as diferentes regiões de um país de maneira diferente, podendo atenuar ou agravar as disparidades regionais daquele país [Bröcker (1988)].

Assim, faz-se necessário ter um entendimento melhor sobre como essa integração afeta a estrutura econômica das regiões dos países pertencentes ao bloco econômico. Em trabalhos anteriores a este [ver Sá Porto (2002a) e Sá Porto e Canuto (2002)], foi demonstrado que os fluxos de comércio de cada região brasileira com o Mercosul mudaram estruturalmente com a sua implantação e cresceram significativamente. Sá Porto (2002a) usa um modelo gravitacional para analisar o comércio internacional dos estados brasileiros com os principais parceiros comerciais do Brasil, de modo que o modelo isola os efeitos de renda e distância e captura um “efeito Mercosul” e um “efeito regional” quando variáveis *dummy* são adicionadas ao modelo gravitacional original. Usando dados seccionais entre 1990 e 1998, o autor mostra que, mesmo isolando os efeitos de distância e renda, os fluxos de comércio das regiões Sul e Sudeste (mas também das outras regiões) com o Mercosul cresceram substancialmente no período analisado.

Já o estudo de Sá Porto e Canuto (2002) é uma extensão daquele trabalho, e mostra que o comércio das regiões brasileiras com o Mercosul em 2000 caiu significativamente para todas as regiões (à exceção dos efeitos renda e distância), mas se manteve em níveis superiores aos que prevaleciam em dezembro de 1994 (lembrando que as tarifas externas comuns do Mercosul foram lançadas em janeiro de 1995), isto é, o estudo mostra que, a despeito da importância de um regime cambial comum para o Mercosul,² a falta deste em 2000 ainda não havia sido suficiente para reverter os grandes aumentos de comércio das regiões brasileiras com o Mercosul até 1998.

O objetivo deste trabalho é, na linha iniciada em estudos anteriores, já mencionados desses autores, avaliar os impactos do Mercosul sobre os fluxos de comércio das regiões brasileiras. Vamos utilizar um modelo gravitacional estendido, adicionando variáveis *dummy* para o Mercosul e para outros blocos de comércio importantes para o Brasil, como a União Européia (UE) e o Tratado de Livre Comércio da América do Norte (Nafta), que inclui Estados Unidos, Canadá e México. Vamos incluir também uma variável *dummy* para uma região brasileira e apresentar os resultados para o período 1990-2000, avaliando como o Mercosul afetou os fluxos de comércio das regiões brasileiras nesse período.

Porém, diferentemente dos trabalhos mencionados, utilizaremos dados em painel (em vez de dados seccionais), cujos modelos foram implementados de três formas distintas, seguindo metodologia de Cheng e Wall (1999): um modelo de

2. A descoordenação das políticas macroeconômicas dentro do Mercosul teve impactos negativos sobre o comércio dentro do bloco, pois uma volatilidade maior da taxa real de câmbio entre Argentina e Brasil teve impactos negativos nos fluxos de comércio intra-Mercosul [ver Bevilaqua (1997)].

dados seccionais em conjunto (*pooled cross-section model*, doravante chamado modelo PCS, da sigla em inglês), um modelo de efeitos fixos (EF) e um modelo de primeiras diferenças (PD). O objetivo é avaliar se, ao aplicarmos uma estrutura de dados diferente ao modelo gravitacional, os resultados se modificam substancialmente [comparados aos resultados de Sá Porto (2002a) e Sá Porto e Canuto (2002)], ou se os resultados são robustos ao tipo de dados utilizados na estimação dos modelos. Particularmente, o modelo com dados em painel e efeitos fixos (*fixed effects*) permite reduzir o problema da ausência de variáveis explicativas que porventura tenham sido omitidas da especificação do modelo [Johnston e DiNardo (2001)]. A principal contribuição deste trabalho é, assim, de natureza metodológica.

Este artigo está organizado em quatro seções, incluindo esta introdução. Na Seção 2 faremos uma revisão bibliográfica sobre os fundamentos teóricos e os testes empíricos do modelo gravitacional, bem como sobre a teoria e os testes empíricos dos modelos utilizados para avaliar os impactos da integração econômica sobre o desenvolvimento regional. Na Seção 3, faremos os testes econométricos empíricos do modelo gravitacional para avaliar os impactos agregados e regionais do Mercosul, usando dados em painel. Na Seção 4, apresentamos as conclusões gerais, bem como sugerimos possíveis extensões a este estudo.

2 IMPACTOS REGIONAIS DA INTEGRAÇÃO ECONÔMICA

Nesta seção faremos uma revisão resumida da literatura teórica e empírica sobre o modelo gravitacional, bem como uma breve revisão da literatura sobre os impactos da integração econômica sobre o desenvolvimento regional.³

2.1 Bases teóricas e testes empíricos do modelo gravitacional

O modelo gravitacional foi proposto pela primeira vez, independentemente, por Tinbergen (1962) e Pöyhönen (1963) e, mais tarde, foi aperfeiçoado por Linnemann (1966). O objetivo inicial de Tinbergen era analisar os fatores que explicam a dimensão dos fluxos comerciais entre dois países. Os fatores eram de três tipos: o primeiro incluía os relacionados à oferta potencial total do país exportador; o segundo abrangia aqueles relacionados à demanda potencial total do país importador. Esses dois tipos eram basicamente as dimensões do Produto Interno Bruto (PIB) dos países exportador e importador, respectivamente. Mais tarde, Linnemann incluiu os tamanhos populacionais dos dois países envolvidos, de modo a refletir o papel das economias de escala. Finalmente, o terceiro conjunto de fatores foi a resistência ao comércio, seja ela natural ou artificial. A resistência natural ao comércio foi definida como sendo os obstáculos impostos pela natureza, como custos de transporte, tempo de transporte etc., e as barreiras artificiais são

3. Para uma versão mais detalhada dessas literaturas, ver Sá Porto (2002b).

aquelas impostas pelos governos — tarifas de importação, restrições quantitativas, controles cambiais etc. Variáveis *dummy* também foram incluídas no modelo, especialmente aquelas representando acordos preferenciais de comércio. Desse modo, o modelo original era o seguinte:

$$X_{ij} = a_0 (Y_i)^{a_1} (Y_j)^{a_2} (N_i)^{a_3} (N_j)^{a_4} (Dist_{ij})^{a_5} e^{(Pref)^{a_6}} (e_{ij}) \quad (1)$$

onde X_{ij} é o valor nominal das exportações do país i para o país j ; Y_i é o valor nominal do PIB do país i ; Y_j é o valor nominal do PIB do país j ; N_i é a população do país i ; N_j é a população do país j ; $Dist_{ij}$ é a distância entre os centros comerciais dos dois países, utilizada para representar as variáveis de resistência ao comércio; $Pref$ é uma variável *dummy* cujo valor é 1, caso os dois países pertençam a uma área específica de comércio preferencial, e 0 nos demais casos; e e_{ij} é o termo de erro. Os coeficientes de a_0 a a_6 devem ser calculados por regressão econométrica.

A principal deficiência do modelo gravitacional (em sua formulação original) era a falta de uma fundamentação microeconômica teórica sólida. O modelo descrito pela equação (1) não é um modelo econômico, embora seja um modelo plausível. Em particular, o maior desafio era o de gerar um modelo estrutural a partir de uma forma reduzida — como na equação (1). Outros autores contribuíram para dar melhor fundamentação teórica ao modelo gravitacional, como, por exemplo, Anderson (1979), Bergstrand (1985 e 1989), Deardorff (1998) e Anderson e Van Wincoop (2003).⁴ Além disso, outros autores complementaram o modelo gravitacional adicionando variáveis explicativas ao modelo-padrão reduzido, como distância absoluta e relativa, deflator do PIB, taxa de câmbio, índice de abertura de um país etc., visando aumentar o poder explanatório do modelo.⁵

Os problemas dos modelos gravitacionais não se restringem à derivação de um modelo estrutural através da sua forma reduzida, mas também têm alguns problemas do ponto de vista econométrico. O modelo gravitacional tem sido implementado empiricamente com a utilização de dados seccionais. São escolhidos, por exemplo, vários anos em um dado período de tempo (ou mesmo um ponto no tempo) e avalia-se como evoluiu a estimativa dos coeficientes comparando-se os valores das estimativas de uma unidade seccional com os de outra unidade seccional — são comparados, por exemplo, os coeficientes do Mercosul de 1990 com os de 1998.

No entanto, apesar de resultar em um alto valor para o R^2 , esse método tende a subestimar o volume de comércio entre pares de países que comercializam bastante

4. Para uma revisão detalhada da literatura sobre as bases teóricas do modelo gravitacional, ver Sá Porto (2002b).

5. Para uma revisão sobre essa literatura, ver Anderson e Van Wincoop (2003) e Harrigan (2001).

e a superestimar o volume de comércio entre pares de países que comercializam pouco [Cheng e Wall (1999)]. Isso gera um “viés de heterogeneidade”, que é contornado pelos autores ao removerem o pressuposto do modelo gravitacional-padrão de que o intercepto da equação deve ser o mesmo para todos os pares de países.⁶

Neste trabalho o problema resurge, pois, ao utilizar dados de comércio entre os estados brasileiros e os principais parceiros comerciais do Brasil, o comércio entre, por exemplo, o Estado de São Paulo e os Estados Unidos é significativamente diferente do comércio entre o Estado de Roraima e o Paraguai. Utilizaremos aqui a metodologia desenvolvida em Cheng e Wall (1999), que estima a equação gravitacional usando três modelos diferentes. O modelo PCS, no qual o modelo gravitacional-padrão é estimado usando dados seccionais em conjunto; a restrição do modelo-padrão de que o vetor de parâmetros é o mesmo para todo o período de tempo é mantida; e, finalmente, os coeficientes são estimados usando o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para todos os anos disponíveis [Cheng e Wall (1999, p. 6)]. Ao se fazer essa estimativa, o problema do viés de heterogeneidade não é resolvido (as estimativas dos coeficientes são, de fato, enviesadas); ao invés, essas estimativas são comparadas com a de dois outros modelos nos quais o problema é resolvido: o modelo EF e o modelo PD.

No modelo EF, a restrição de que o intercepto do modelo gravitacional é o mesmo para todos os pares de comércio é removida e supõe-se que há efeitos que são fixos e específicos a cada um daqueles pares que são correlacionados aos níveis de comércio bilateral (a variável dependente no modelo gravitacional) e com as variáveis independentes.⁷ Uma vantagem de se utilizar o modelo EF é que as variáveis fixas no tempo são incorporadas pelos interceptos de cada par de comércio [Wall (1999)], resolvendo o possível problema de erro de especificação [Anderson e Van Wincoop (2003)]. Quer dizer, o método EF é robusto em relação à omissão de quaisquer regressores que sejam invariantes no tempo e não-observáveis ou que sejam difíceis de medir [Johnston e DiNardo (2001)]. Nesse método criam-se variáveis *dummy* para cada par de comércio que simularia, assim, o efeito do intercepto que varia de acordo com cada par de comércio, que são acrescentadas ao modelo gravitacional original. Além disso, as variáveis *dummy* regionais são incluídas e seus coeficientes são estimados.

Finalmente, o terceiro modelo a ser estimado é o PD no qual o operador de primeira diferença é aplicado aos regressores (e à variável dependente também) do modelo gravitacional-padrão, eliminando assim as variáveis que são invariantes com o tempo (como as variáveis distância e adjacência). São incluídas, então, as

6. Outro problema comum com modelos baseados em *cross-sections* é a impossibilidade de se testar a estabilidade dos coeficientes; com relação a esse problema, ver Soloaga e Winters (2001).

7. Para uma análise mais detalhada sobre a econometria dos modelos EFs, ver Johnston e DiNardo (2001).

variáveis *dummy* regionais (além de outras como as *dummies* de tempo) ao modelo PD e seus coeficientes são estimados. Assim como o modelo EF, o estimador do modelo PD é robusto quanto à omissão de variáveis invariantes no tempo, mas tem a desvantagem de o intercepto não variar de acordo com o par de comércio específico.

Com relação aos testes empíricos da equação gravitacional, além de ela conseguir explicar o comércio empiricamente com grande êxito,⁸ também tem sido amplamente empregada em modelos que tentam estimar os efeitos de bem-estar resultantes de um tratado de integração econômica regional.⁹ A bibliografia existente sobre os testes empíricos do modelo gravitacional utilizado para estudar casos de integração regional é muito grande; desde o final da década de 1960 vários estudos avaliaram os efeitos da integração econômica na Europa, como Aitken (1973), Frankel (1992), Frankel e Wei (1992), Frankel, Stein e Wei (1995) e Kume e Piani (2000), entre outros trabalhos.¹⁰

2.2 Teoria e testes empíricos dos impactos da integração econômica no desenvolvimento regional

Quanto à teoria dos impactos da integração econômica no desenvolvimento regional,¹¹ o enfoque neoclássico da teoria econômica reconhece que as regiões possuem diferentes vantagens naturais e potencialidades criadas através de políticas públicas. Com o avanço da integração econômica e a queda das barreiras em todos os países participantes, ocorrem mudanças nos preços relativos em todos os setores pertencentes às economias regionais. Posteriormente, cada região se especializa na produção dos bens que utilizam essas vantagens naturais e potencialidades criadas, com a estrutura industrial dos países (e de suas regiões) se modificando de forma a explorar tais vantagens comparativas.

Ao caírem as barreiras ao comércio, o bem-estar aumenta para o mundo como um todo e também para os países que participam do acordo de integração econômica, mas a teoria nada diz sobre a forma que esses efeitos são transmitidos

8. Por exemplo, a equação gravitacional generalizada de Bergstrand (1989) explicou empiricamente entre 40% e 80% da variação, entre países, dos fluxos de comércio agregados dos setores [Standard International Trade Classification (SITC), classificação de um dígito].

9. Um acordo de integração econômica regional cria comércio, pois ao caírem as barreiras entre os países membros eles aumentam as transações comerciais entre si que não se realizariam se fossem mantidas as suas barreiras tarifárias. Mas a criação de um bloco de comércio distorce os preços das mercadorias em favor dos países membros e contra os não-membros e cria assim a possibilidade de ocorrer um “desvio de comércio”, definido como a preferência de se comercializar com um produtor menos eficiente dentro do bloco comercial em detrimento de um produtor mais eficiente de fora do bloco. A criação de um bloco regional de comércio é criadora líquida de comércio quando a criação de comércio total é maior do que o desvio de comércio total, isto é, quando a criação líquida de comércio é positiva. No modelo gravitacional isso se dá quando o coeficiente da variável *dummy* para o bloco de comércio é positivo. Note-se, entretanto, que há casos em que é possível que um ou mais membros de um bloco obtenham ganhos significativos, mesmo que um bloco cause um desvio de comércio significativo [ver Panagariya (1999, p. 483)]. Assumimos, como na literatura, que um bloco é criador líquido de comércio quando a criação de comércio total é maior que o desvio de comércio total.

10. Para uma revisão detalhada dessa literatura, ver Sá Porto (2002b).

11. A análise-padrão sobre os efeitos da liberalização econômica de acordo com a teoria neoclássica do comércio pode ser encontrada nos livros textos de economia internacional, como Krugman e Obstfeld (1999).

para as regiões dos países participantes. De fato, é possível que, enquanto algumas regiões venham usufruindo de um aumento, outras tenham seu bem-estar total diminuído. Uma liberalização comercial dada pelo avanço de um esquema de integração econômica beneficia os setores dos países (e de suas regiões) que utilizam o fator mais abundante para aqueles países, aumentando a renda desses setores. Se uma região concentra os setores que utilizam os fatores abundantes no país, é de se esperar que tais regiões ganhem com a integração econômica. Finalmente, uma liberalização comercial aumenta os retornos reais dos fatores específicos aos setores exportadores do país e, novamente, se uma região concentra tais setores exportadores deverá se beneficiar com o avanço da integração econômica.

O argumento anterior é desenvolvido na bibliografia mais recente sobre geografia econômica. Fujita, Krugman e Venables (1999) demonstram que, em uma economia relativamente fechada, a capital de um país (e a área metropolitana circundante) é onde as firmas normalmente dispõem de melhor acesso tanto aos insumos produzidos internamente quanto aos mercados domésticos. Isso cria efeitos, a jusante e a montante, nessa economia “central”, que resultam em aglomeração da atividade econômica na região. Com o avanço da liberalização comercial, esses vínculos perdem a importância, uma vez que as firmas passam a receber mais insumos intermediários do exterior e a vender uma parcela maior de sua produção ao exterior, o que reduz os incentivos à instalação (no caso, de novas firmas) ou de manutenção das firmas no núcleo econômico do país. As firmas e os consumidores tendem a se espalhar e a liberalização do comércio resulta em desconcentração espacial.

Os custos resultantes de congestionamento que podem surgir na região central ajudam a expulsar as indústrias para longe do centro, rumo a outras regiões. Mas, como agora o comércio exterior desempenha o papel de equilibrar oferta e demanda para os produtos de cada setor em cada localização, a especialização industrial é facilitada e fomentada por vínculos intra-industriais. Assim, as regiões se especializam, e ocorre uma aglomeração de setores de atividade específicos em cada região [ver Fujita, Krugman e Venables (1999, p. 329-343)].

Quanto aos testes empíricos sobre os impactos da integração econômica no desenvolvimento regional, note-se que todos os testes empíricos do modelo gravitacional mencionados na Subseção 2.1 trataram dos impactos gerais dos acordos de integração econômica, isto é, avaliaram os efeitos desses acordos sobre o bem-estar nos países como um todo. Contudo, nenhum desses estudos levou em conta os efeitos da integração econômica nas diferentes regiões de um país. De fato, poucos estudos tentaram avaliar os impactos regionais da integração econômica.¹² Um estudo importante é o de Bröcker (1988), no qual o autor utilizou uma variante

12. Para uma versão detalhada da revisão de literatura dessa seção, ver Sá Porto (2002b).

do modelo gravitacional para estimar os impactos da European Economic Community (EEC) e da European Free Trade Association (EFTA) nas diferentes regiões de quatro países do norte europeu: Alemanha, Noruega, Suécia e Dinamarca. O autor estendeu a aplicação de uma abordagem de equilíbrio parcial para o cálculo dos efeitos estáticos da integração, de modo a incorporar um mundo geográfico, ao introduzir custos de transporte e formular o modelo para regiões, em vez de nações. Também relaxa algumas premissas muito restritivas, como os pressupostos da elasticidade de Viner e o pressuposto de homogeneidade. O modelo de comércio inter-regional resultante é um modelo de mercados heterogêneos modificado, baseado em Viner (1950); o sistema de equações deduzido do modelo é um modelo gravitacional com dupla restrição: restrito de modo inelástico do lado da demanda e do modo elástico do lado da oferta.

Sá Porto (2002a) realizou uma análise preliminar dos impactos do Mercosul nas regiões brasileiras. Utilizando um modelo gravitacional estendido, de modo a incluir variáveis *dummy* relativas ao Mercosul e a uma determinada região do Brasil, e usando dados seccionais, o autor descobriu que, com a criação do Mercosul, o aumento do comércio¹³ com os países participantes daquele bloco passou de 3,4 em 1990 para 27,1 em 1998 para a região Sul do Brasil. Quer dizer, em 1998 o comércio entre um estado no Sul do Brasil (uma região fronteira com todos os países do Mercosul) e os países do bloco, isolando os efeitos de renda e distância, foi mais de 27 vezes maior do que o comércio desse estado com outros parceiros comerciais do Brasil (pois $e^{3,4} = 27,1$). Já o Sudeste do Brasil, uma região que abrange as três maiores economias regionais do país, registrou um aumento de comércio de 4,7 em 1990 para 21,9 em 1998 com os países do Mercosul. As demais regiões (Norte, Nordeste e Centro-Oeste) também registraram aumentos de comércio com o Mercosul, porém em escala muito menor. O autor conclui que, apesar de o Mercosul como um todo ter gerado um aumento de comércio significativo e de todos os estados brasileiros terem obtido vantagens, os resultados implicam que um tratado preferencial de comércio (TPC) como o Mercosul exerce efeitos distintos sobre as diferentes regiões dos países participantes. Assim, um TPC que registre um aumento de comércio no país como um todo pode estar aumentando o comércio apenas de algumas regiões.

Sá Porto e Canuto (2002) continuaram aquele estudo, estendendo o período de análise até o ano 2000 e incluindo a variável *dummy* setorial. Eles mostraram que, ao analisar os possíveis impactos da mudança cambial no Brasil em 1999 sobre os fluxos regionais de comércio com o Mercosul, tais fluxos para o ano 2000 diminuíram significativamente para todas as regiões (exceto os efeitos de renda e distância) comparado ao período analisado anteriormente (1990-1998), mas se mantiveram acima dos níveis que prevaleciam antes da implementação do Mercosul

13. O aumento de comércio é dado por e^{Mercosul} , onde Mercosul é o coeficiente da variável *dummy Mercosul* (ver nota de rodapé 15).

(1º de janeiro de 1995). Além disso, os autores mostraram que também para os setores de cada região, os fluxos de comércio com o Mercosul caíram substancialmente em 2000, mas tais fluxos também se mantiveram acima dos níveis de 1994.

Outras classes de modelos também podem ser usadas para relacionar as mudanças nos fluxos de comércio internacionais e inter-regionais com mudanças nas estruturas econômicas regionais. Um conjunto de modelos é baseado em matrizes insumo-produto, por exemplo, o modelo insumo-produto inter-regional (IRIO) ou o modelo insumo-produto multirregional (MRIO), como os estudos de Polenske (1970 e 1980). Pode-se utilizar também modelos estrutural-diferencial (*shift-share*), como em Kume e Piani (1999), para estimar os impactos regionais de TPCs.

Os modelos de equilíbrio geral computável também têm sido utilizados para se avaliar os impactos da integração econômica nas economias regionais dos países participantes. Barros (1997) usou um modelo de equilíbrio geral para avaliar os impactos dos fluxos de comércio do Mercosul na região Nordeste do Brasil. Usando um modelo que simula o impacto da integração econômica através das taxas de câmbio bilaterais entre os pares de países que compõem o Mercosul (supondo assim que os efeitos da integração se transmitem à economia através de mudanças nos preços relativos, que por sua vez afeta o crescimento do PIB), o autor mostrou que os impactos no Nordeste da implementação do Mercosul seriam positivos porém modestos: o PIB da região cresceria 2% a.a. a mais graças ao Mercosul, cinco anos após a implementação de uma união aduaneira completa. Isso seria um crescimento menor do que teria o do resto do país graças ao Mercosul (que seria de 3% a.a.). Além disso, o autor mostrou que tais impactos positivos no Nordeste seriam bastante diferenciados de acordo com os estados: enquanto para o Ceará e para o Rio Grande do Norte tal crescimento adicional seria maior do que a média regional de 2% a.a. (e para Pernambuco e Bahia o crescimento adicional seria de 2% a.a.), Piauí, Alagoas e Maranhão (justo os estados mais pobres da região) pouco se beneficiariam do Mercosul, enquanto a Paraíba até perderia com o Mercosul.

Domingues (2002a) usa um modelo de equilíbrio geral computável para analisar o impacto da Área de Livre Comércio das Américas (Alca) na economia brasileira, do ponto de vista regional e setorial. Dividindo a economia brasileira em duas regiões, São Paulo e resto do país, o autor mostra que em termos agregados a implantação da Alca tenderia a gerar uma reconcentração relativa da produção em direção à economia paulista,¹⁴ bem como uma tendência à realocação do investimento no Estado de São Paulo. Além disso, a liberalização dos vários setores proveniente da implementação da Alca implicaria impactos regionais bastante

14. Vários autores notaram [ver, por exemplo, Guimarães Neto (1995) para uma resenha sobre esta literatura] a tendência a uma desconcentração da produção industrial no Brasil entre 1970 e 1985; porém, esta volta a se concentrar entre 1985 e 1995 [ver Cano 1998, p. 327-335].

diferenciados. Por exemplo, para o setor automotivo, a Alca tende a beneficiar a economia paulista e a prejudicar a economia do resto do país, em termos de variação do produto regional bruto de cada região.

Outros estudos que utilizam modelos de equilíbrio geral para avaliar e/ou simular os efeitos de TPCs nas economias nacionais merecem ser mencionados. Brandão, Lopes e Pereira (1996) usaram um modelo do Projeto de Análise de Comércio Global (GTAP) de equilíbrio geral computável para simular os impactos da adoção de uma união aduaneira completa no Mercosul em 2006, tanto na economia brasileira agregada e nos setores que a compõem. Já Haddad, Domingues e Perobelli (2001) fazem uso de um modelo de Equilíbrio Geral Computável (o modelo EFES-IT) para avaliar os impactos setoriais e regionais da implantação da Alca, de uma área de livre-comércio do Mercosul com a UE e de uma área de livre-comércio generalizada (com todos os parceiros comerciais do Brasil).

Um modelo GTAP de equilíbrio geral computável também é utilizado por Domingues (2002b), que simula os impactos de bem-estar no Brasil, Argentina e Uruguai de dois possíveis tratados de comércio livre: a implementação da Alca, uma área de livre-comércio que englobaria 34 países das Américas, exceto Cuba, e a implementação de uma área de livre-comércio entre o Mercosul e a UE. Finalmente, Gonzaga, Terra e Cavalcante (1998) avaliam os impactos do Mercosul sobre o emprego setorial no Brasil, também utilizando um modelo de equilíbrio geral computável.

3 MODELOS ECONÔMÉTICOS E RESULTADOS

Para se avaliar o papel do Mercosul no desenvolvimento regional recente no Brasil, optamos por utilizar um modelo gravitacional em seu formato tradicional, em vez de um modelo gravitacional do tipo de Bröcker (1988), de algum dos modelos de equilíbrio geral computável ou daqueles baseados em matrizes insumo-produto (discutidos em detalhe na seção anterior). Nossa abordagem aqui é a de se adicionar duas variáveis *dummy* ao modelo gravitacional-padrão: uma *dummy* para o Mercosul e outra para uma região brasileira. No passo seguinte, calculamos o aumento de comércio de se negociar com um país do Mercosul,¹⁵ e de determinada região brasileira, considerando em conjunto os coeficientes das *dummies* Mercosul

15. Utilizamos aqui o termo aumento de comércio e não viés de comércio (como na literatura). Na literatura, o viés de comércio (*trade bias*) mede o efeito líquido da criação de comércio menos o desvio de comércio, e é utilizado como uma aproximação para as mudanças nos efeitos de bem-estar devidas ao Mercosul. É calculado como $e^{Mercosul}$, onde Mercosul é o coeficiente da variável *dummy* para o Mercosul. Mas aqui tanto a criação de comércio quanto o desvio de comércio gerados pela implementação do Mercosul aumentam o fluxo de comércio entre os países participantes, de modo que o viés de comércio do Brasil com o Mercosul não pode ser usado como *proxy* para se medir efeitos de bem-estar nas regiões brasileiras. Utiliza-se aqui tal viés ($e^{Mercosul}$) somente como medida do aumento de comércio das regiões brasileiras com os países do Mercosul.

e região. A principal vantagem dessa abordagem é a de que o modelo gravitacional isola os efeitos de renda e distância sobre o comércio dos estados brasileiros com os principais parceiros comerciais do Brasil, de modo que uma boa parte do comércio resultante é explicada por um efeito “Mercosul” e um efeito “região”, que são capturados por suas respectivas *dummies*.

Outra vantagem dessa abordagem é que os efeitos agregados do Mercosul em cada região brasileira podem ser estimados, usando-se uma quantidade de dados bem menor em comparação com os modelos já mencionados. O modelo gravitacional de Bröcker, embora possa produzir uma estimativa mais precisa dos impactos em nível de indústria, requer uma grande quantidade de dados difícil (ou mesmo impossível) de se obter. Os modelos de matrizes insumo-produto, bem como os modelos de equilíbrio geral computável, são ainda mais complicados para se estimar, no sentido de que são mais intensivos no uso de dados, tais como os dados de produção, consumo e comércio inter-regional, além de matrizes insumo-produto regionais ou estaduais. Algumas dessas informações só se tornaram disponíveis ao público recentemente, como os dados de comércio inter-regional no Brasil, enquanto outras permanecem difíceis de se obter ou estimar, como os dados de consumo regional.

Na próxima subseção, como em Sá Porto (2002a) e em Sá Porto e Canuto (2002), utilizaremos a equação gravitacional-padrão adicionada às *dummies* de integração econômica (utilizando, porém, dados em painel em vez de dados seccionais) e avaliaremos os resultados para o período 1990-2000, estimando a medida “aumento de comércio” para três modelos diferentes (mencionados na Subseção 2.1). Em primeiro lugar, aplicaremos aos dados em painel o modelo PCS. Comparamos os resultados com os de dois outros modelos: o modelo EF e o modelo PD.

Já na Subseção 3.2 adicionaremos uma *dummy* para a variável região ao modelo gravitacional-padrão, estimando novamente os três modelos (PCS, EF e PD) e calculando o aumento de comércio conjunto de Mercosul e região para cada um dos três modelos, com o objetivo de avaliar os impactos regionais do Mercosul. O objetivo dessas duas subseções é avaliar se, ao aplicarmos ao modelo gravitacional uma estrutura de dados diferente da estrutura em dados seccionais, os resultados se modificam substancialmente ou se são robustos ao tipo de dados utilizados na estimação dos modelos.

3.1 Modelo agregado

O primeiro modelo a ser estimado (PCS) é o que segue:¹⁶

$$\begin{aligned} \ln X_{ijt} = & \ln a_0 + a_1 \ln Y_{it} + a_2 \ln Y_{jt} + a_3 \ln N_{it} + a_4 \ln N_{jt} + \\ & + a_5 \ln Dist_{ij} + a_6 Adj + a_7 Nafta + a_8 UE + a_9 Mercosul + \\ & + a_{10} 1994 + a_{11} 1998 + a_{12} 2000 + \log e_{ij} \end{aligned} \quad (2)$$

onde X_{ijt} é o valor em dólares americanos correntes no período t das exportações¹⁷ do estado (país) i ao país (estado) j ; Y_{it} é o valor nominal em dólares americanos correntes no período t do Produto Regional Bruto do estado i (PIB do país i); Y_{jt} é o valor nominal em dólares americanos correntes no período t do PIB do país j (Produto Regional Bruto do estado j); N_{it} é a população do estado (país) i no período t ; N_{jt} é a população do país (estado) j no período t ; $Dist_{ij}$ é a distância entre os centros comerciais do estado e do país; Adj é uma variável *dummy* igual a 1 se o país e o estado são adjacentes; $Nafta$ ¹⁸ é uma variável *dummy* igual a 1 se o país é membro do Nafta e 0 se aquele país não é membro; UE é uma variável *dummy* igual a 1 se o país é membro da UE e 0 se aquele país não é membro; $Mercosul$ é uma variável *dummy* igual a 1 se o país é membro do Mercosul e 0 se aquele país não é membro (obviamente, todos os estados brasileiros também pertencem ao Mercosul, já que o Brasil é um dos membros);¹⁹ 1994 é uma variável *dummy* temporal igual a 1 se o fluxo de comércio for para o ano 1994 e 0 se o fluxo de comércio não for para aquele ano; 1998 é uma variável *dummy* temporal igual a 1 se o fluxo de comércio for para o ano 1998 e 0 se o fluxo de comércio não for para aquele ano; e 2000 é uma variável *dummy* temporal igual a 1 se o fluxo de comércio for para o ano 2000 e 0 se o fluxo não for para aquele ano.

16. Os dados utilizados vêm das seguintes fontes: os de comércio exterior (exportações e importações) vêm do sistema Alice do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior [ver Secex (2002)]; os dados de população e de produto regional bruto dos estados brasileiros vêm do CD-ROM das Contas Nacionais do IBGE [ver IBGE (2002)]; os dados de população e PIB dos países foram obtidos do CD-ROM STARS do Banco Mundial; e finalmente, os dados de distância foram obtidos no CD-ROM World Atlas MPC.

17. X_{ij} é o fluxo de comércio entre 1 dos 27 estados brasileiros e 1 dos 12 países entre os principais parceiros comerciais do Brasil (ver nota de rodapé 18), sendo X_{ij} um fluxo de exportação de um estado para um país ou um fluxo de importação de um país para um estado. Estamos supondo que os valores das exportações e das importações são equivalentes em termos de valores em dólares correntes (ambos expressos em valores FOB, por exemplo).

18. Foram utilizadas duas variáveis *dummy* para os blocos Nafta e UE a título de comparação com o bloco Mercosul; note-se, entretanto, que tais blocos de comércio não concedem nenhum tratamento tarifário preferencial ao Brasil.

19. Tal qual em Sá Porto (2002a) e em Sá Porto e Canuto (2002), o modelo que será estimado aqui foi escolhido por ter o menor coeficiente para o Mercosul, que é aquele que inclui as três variáveis *dummy* regionais (*Mercosul*, *Nafta* e *UE*), pois tal escolha minimiza a possibilidade de se introduzir um viés para cima e superestimar aquele coeficiente. Ver, por exemplo, a discussão detalhada em Sá Porto (2002a, p. 145).

Em segundo lugar, estimaremos o modelo PD:

$$\begin{aligned} d(\ln X_{ijt}) = & a_{0ij} + a_1 d(\ln Y_{it}) + a_2 d(\ln Y_{jt}) + a_3 d(\ln N_{it}) + \\ & + a_4 d(\ln N_{jt}) + a_5 Nafta + a_6 UE + a_7 Mercosul + \\ & + a_8 1994 + a_9 1998 + a_{10} 2000 + \log e_{ij} \end{aligned} \quad (3)$$

onde as variáveis são as mesmas da equação (2); d é o operador diferença; e a_{0ij} é o intercepto do par de comércio estado-país. No modelo PD, o efeito das variáveis fixas no tempo (como distância e adjacência) é capturado pelo intercepto, como em Bayoumi e Eichengreen (1997).

Finalmente, estimaremos o modelo EF:

$$\begin{aligned} \ln X_{ijt} = & a_{0ij} + a_{0t} + a_1 \ln Y_{it} + a_2 \ln Y_{jt} + a_3 \ln N_{it} + a_4 \ln N_{jt} + \\ & + a_5 Nafta + a_6 UE + a_7 Mercosul + a_8 1994 + a_9 1998 + \\ & + a_{10} 2000 + \log e_{ij} \end{aligned} \quad (4)$$

onde as variáveis são as mesmas da equação (3); a_{0ij} é o intercepto referente ao par de comércio estado-país específico; e a_{0t} é uma constante. Em um modelo EF, há fatores específicos a um par de comércio estado-país, com tais efeitos sendo correlacionados com a variável dependente (comércio bilateral) e com as variáveis independentes. Assim, nesse modelo vamos supor que a equação gravitacional tem um intercepto único para cada par de comércio estado-país e um único intercepto para todos os fluxos de comércio bilaterais. Assim como o modelo PCS, os coeficientes para os regressores são constantes ao longo do tempo e para os pares de comércio bilaterais. Como temos 27 estados e 24 países (os maiores parceiros comerciais do Brasil em 2003) na amostra, temos 648 interceptos para os diferentes pares de comércio estado-país.²⁰

20. Os países utilizados neste estudo são os 24 principais parceiros comerciais do Brasil (correspondendo, em 2003, a 75% do volume de comércio do Brasil): França, Alemanha, Itália, Reino Unido, Holanda, Bélgica, Espanha (que fazem parte do bloco UE), Estados Unidos, México, Canadá (que fazem parte do bloco Nafta, ou Área de Livre Comércio da América do Norte), Argentina, Paraguai, Uruguai (que compõem o bloco Mercosul), Chile, Colômbia, Venezuela, China, Japão, Coreia do Sul, Rússia, Suíça, Nigéria, Arábia Saudita e Argélia. E os estados são os 27 estados brasileiros: São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Espírito Santo (estados que compõem a região Sudeste), Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul (que compõem a região Sul), Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Distrito Federal (que compõem a Região Centro-Oeste), Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe, Bahia (que compõem a região Nordeste), Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Rondônia, Roraima e Tocantins (que compõem a região Norte).

Os resultados da estimação dos coeficientes para os três modelos estão apresentados na Tabela 1. Os coeficientes para os PIBs para os países e Produto Regional Bruto para os estados (Y_i e Y_j), e para a variável distância ($Dist_{ij}$) são significativos e têm o sinal esperado. No modelo PCS, por exemplo, os coeficientes de Y_i e Y_j são 1,01 e 1,23, respectivamente, e o coeficiente para $Dist_{ij}$ é $-1,42$. Os coeficientes para Y_i e Y_j nos modelos EF e PD são 0,89 e 1,07, e 0,47 e 0,65, respectivamente. Além disso, esses coeficientes são consistentes com as estimativas de outros autores, como Aitken (1973), McCallum (1995), Frankel, Stein e Wei (1995), e Sá Porto (2002a), por exemplo.

Quanto ao coeficiente de população (N_i e N_j), este não foi significativo em um caso (o coeficiente de N_j no modelo PCS). Nos outros foi significativo e teve o sinal esperado, variando entre 0,10 no modelo EF e 0,40 no modelo PD. O coeficiente da variável adjacência foi significativo no modelo PCS e igual a 0,85, o que significa que os estados adjacentes aos países da amostra tendem a comercializar 2,32 vezes mais ($e^{0,85} = 2,32$) com esses países do que com países não-adjacentes. Os coeficientes das *dummies* temporais não foram significativos, exceto em um caso (a *dummy* de 1998 no modelo PCS), e não foram estáveis, sendo negativos em alguns casos e positivos em outros.

O coeficiente da *dummy* para o Nafta foi sempre negativo e próximo a 1, variando entre $-0,79$ no modelo EF, $-1,05$ no modelo PCS e $-0,03$ no modelo PD. Um coeficiente próximo a -1 resulta em um aumento de comércio menor que a unidade, o que quer dizer que, *caeteris paribus*, os estados brasileiros comercializam 0,37 vez ($e^{-1,0} = 0,37$) com os países do Nafta, isto é, 67% a menos do que com outros países da amostra no período considerado (1990-2000). De modo similar, o coeficiente para a UE foi negativo e não-significativo em dois casos (modelos PCS e EF), e significativo e igual a 0,92 no modelo PD; neste caso, os estados brasileiros como um todo comercializavam 2,49 vezes ($e^{0,86} = 2,49$) mais com os países da UE do que com outros países da amostra entre 1990 e 2000.

No caso da variável Mercosul, esta foi a *dummy* regional que teve os resultados mais estáveis: seu coeficiente foi de 1,11, 2,71 e 2,20 nos modelos PCS, EF e PD, respectivamente. Isso mostra que não só o coeficiente foi sempre significativo e teve o sinal esperado, mas que também foi relativamente grande, especialmente quando comparado com as outras *dummies* regionais (Nafta e UE). No modelo EF, por exemplo, o coeficiente é igual a 2,71; isso quer dizer que, usando a equação (4) como modelo, os estados brasileiros comercializaram 14,75 vezes mais ($e^{2,71} = 14,75$) com os países do Mercosul do que com outros países naquele período, *caeteris paribus*. Conclui-se que o Mercosul apresentou o maior coeficiente entre todas as *dummies* de integração econômica, e que os estados brasileiros comercializaram

TABELA 1
**ESTIMATIVAS PARA OS COEFICIENTES DA EQUAÇÃO GRAVITACIONAL PARA OS FLUXOS
 COMERCIAIS ENTRE OS ESTADOS BRASILEIROS E OS PRINCIPAIS PARCEIROS COMERCIAIS DO
 BRASIL, MODELOS PCS, EF E PD — 1990-2000**

Variável independente	PCS	EF	PD
Constante a_{0ij}	-25,44* (0,87)	— **	-19,86* (1,75)
Y_i	1,01* (0,03)	0,89* (0,04)	0,47* (0,05)
Y_j	1,23* (0,03)	1,07* (0,04)	0,65* (0,05)
N_i	0,25* (0,05)	0,39* (0,05)	0,40* (0,06)
N_j	0,09 (0,04)	0,10* (0,05)	0,29* (0,07)
$Dist_{ij}$	-1,42* (0,08)	— ***	— ***
Adj	0,85* (0,28)	— ***	— ***
<i>Mercosul</i>	1,11* (0,14)	2,71* (0,12)	2,20* (0,21)
<i>Nafta</i>	-1,05* (0,12)	-0,79* (0,12)	-0,03* (0,23)
<i>UE</i>	-0,33 (0,22)	-0,26 (0,09)	0,92* (0,24)
<i>1994</i>	-0,07 (0,09)	-0,03 (0,10)	-0,17 (0,13)
<i>1998</i>	-0,26* (0,09)	-0,16 (0,10)	—
<i>2000</i>	-0,05 (0,09)	0,00 (0,10)	—
R^2	0,482	0,430	0,323
Número de observações	5.184	5.184	3.888

Notas: X_{ij} é a variável dependente. Os erros-padrão estão assinalados em parênteses. Todas as variáveis (exceto as *dummies*) estão expressas em logaritmo natural para os modelos PCS e EF, e em primeiras diferenças para o modelo PD.

* Significativo ao nível de confiança de 5%, teste unilateral.

** Os interceptos dos pares de comércio foram omitidos por questões de espaço.

*** Essas variáveis são fixas nos modelos EF e PD.

substancialmente mais com os países do Mercosul do que com os demais países da amostra entre 1990 e 2000.²¹

Note-se que esses resultados são similares aos obtidos em Sá Porto (2002a) e em Sá Porto e Canuto (2002); nesses trabalhos os autores estimaram um modelo semelhante ao empregado aqui usando dados seccionais, e analisaram a evolução no tempo dos coeficientes das variáveis de integração econômica (em especial, o Mercosul). Já nesta subseção utilizamos dados em painel em três modelos diferentes: o PCS, o EF, e o PD. Como observado, os três modelos tiveram resultados semelhantes para os coeficientes da equação gravitacional, tanto para as variáveis, como PIB e população, mas principalmente para as variáveis de integração econômica (novamente, em especial para o Mercosul).

Isso confirma que os resultados obtidos nesta subseção são robustos, seja qual for o tipo de dado que se utilize (dados seccionais ou em painel) ou o tipo de modelo que se use (equação gravitacional tradicional, o EF ou o PD). Isso é importante, pois vários autores argumentam, como Cheng e Wall (1999), que o modelo gravitacional-padrão, estimado com dados seccionais, resulta em estimativas enviesadas para os coeficientes; mostramos aqui, porém, que os resultados são semelhantes, quer se utilize o modelo enviesado ou o corrigido. Ou seja, o modelo aqui utilizado corrige o problema do viés de heterogeneidade, porém exibe resultados semelhantes ao modelo enviesado com dados em *cross-section* de Sá Porto (2002a) e Sá Porto e Canuto (2002).

Finalmente, com relação ao modelo EF, embora os coeficientes das *dummies* para os pares de comércio estado-país tenham sido omitidos da Tabela 1 (por questões de espaço), vários deles foram significativos e de magnitude considerável. O padrão geral parece ter sido em decorrência de que tais coeficientes significativos e grandes se referiam principalmente ao pares de comércio entre os estados maiores e os maiores parceiros comerciais do Brasil (com algumas exceções). Por exemplo, os coeficientes para os fluxos de comércio entre os estados de São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul e os países da UE, Mercosul e Estados Unidos foram significativos, bem como os coeficientes referentes aos fluxos de comércio do Estado do Amazonas com alguns desses países (provavelmente pela importação de componentes eletrônicos dos Estados Unidos e do Japão).

3.2 Modelo com as *dummies* Mercosul e Região

Nesta subseção, adicionaremos uma *dummy* para a variável região ao modelo gravitacional da subseção anterior, estimando novamente os três modelos (PCS,

21. Ao contrário de Sá Porto (2002a), que utiliza um modelo com dados em *cross-section*, aqui não é possível afirmar, com dados em painel, que houve um aumento de comércio para o Mercosul no período analisado em relação ao período anterior à formação do bloco. Para tanto, seria necessário um modelo que permitisse que os coeficientes associados ao Mercosul e aos estados variassem ao longo da amostra, o que possibilitaria testar a estabilidade dos coeficientes [ver Azevedo (2002)].

EF e PD), e calcularemos o aumento de comércio conjunto das variáveis *Mercosul* e *Região* para cada um dos três modelos de modo a se avaliar os impactos do Mercosul nos fluxos de comércio das regiões brasileiras. O modelo básico a ser estimado é o seguinte:

$$\begin{aligned} \ln X_{ijt} = & \ln a_0 + a_1 \ln Y_{it} + a_2 \ln Y_{jt} + a_3 \ln N_{it} + a_4 \ln N_{jt} + a_5 \ln Dist_{ij} + \\ & + a_6 Adj + a_7 Nafta + a_8 UE + a_9 Mercosul + a_{10} Região + a_{11} 1994 + \\ & + a_{12} 1998 + a_{13} 2000 + \log e_{ij} \end{aligned} \quad (5)$$

onde todas as variáveis são as mesmas da Subseção 3.1 e *Região* é uma das seguintes regiões brasileiras: Sul (S), Sudeste (SE), Norte (N), Nordeste (NE) e Centro-Oeste (CO). Assim, se *Região* for igual à região Sul, a variável *dummy* tem valor igual a 1 se o estado pertencer à região Sul e 0, caso contrário.

A equação (5) foi estimada cinco vezes (uma para cada região) para o modelo PCS, e em cada caso a variável *Região* toma um dos cinco valores mencionados. O mesmo foi feito para o modelo PD e para o modelo EF, sendo o modelo igual às equações (3) e (4), respectivamente, na Subseção 3.1, adicionadas da variável *Região*. Os resultados estão na Tabela 2. O aumento de comércio conjunto de negociar com um país do Mercosul e pertencer a uma determinada região também foi calculado para cada região.

Note-se que, como em Sá Porto (2002a) e Sá Porto e Canuto (2002), o coeficiente da variável *Mercosul* indica o aumento de comércio que os estados brasileiros como um todo obtêm ao comercializar com os países do Mercosul. O coeficiente de *Região* mede o aumento de comércio para um estado pertencente a uma determinada região ao negociar com todos os países do mundo. Mas ao analisarmos os coeficientes combinados de *Mercosul* e *Região* estimaremos o efeito conjunto do aumento de comércio de um estado pertencente a uma determinada região e de comercializar com os países do Mercosul. Devemos somar o coeficiente de *Mercosul* e de *Região* de modo que o aumento de comércio conjunto é dado por $e^{(Mercosul+Região)}$, onde *Mercosul+Região* é a soma dos coeficientes para a variável *Mercosul* e para a variável *Região*. Para cada região, calculamos o aumento conjunto para cada um dos três modelos, podendo avaliar assim os impactos do Mercosul sobre os fluxos de comércio de cada região brasileira.

Assim como a subseção anterior, os resultados desta com respeito à estabilidade dos coeficientes das variáveis PIB, população, distância, adjacência, Nafta e UE foram semelhantes, de modo que vamos nos concentrar na análise dos coeficientes das variáveis *Mercosul* e *Região*. Em primeiro lugar, como na subseção anterior, o coeficiente da variável *Mercosul* é de grande magnitude: varia de 1,09

TABELA 2
ESTIMATIVAS PARA OS COEFICIENTES DA EQUAÇÃO GRAVITACIONAL PARA OS FLUXOS COMERCIAIS ENTRE OS ESTADOS BRASILEIROS E OS PRINCIPAIS
PARCEIROS COMERCIAIS DO BRASIL, INCLUINDO UMA DUMMY PARA REGIÃO, MODELOS PCS, EF E PD — 1990-2000

Variável independente	Região Sul			Região Sudeste			Região Norte			Região Nordeste			Região Centro-Oeste		
	PCS	EF	PD	PCS	EF	PD	PCS	EF	PD	PCS	EF	PD	PCS	EF	PD
Constante a_{0ij}	-24,19* (0,87)	** -18,28* (1,27)	-22,67* (0,89)	** -15,51* (1,32)	-24,81* (0,60)	** -18,51* (1,32)	-25,01* (0,87)	** -17,98* (1,32)	-23,86* (0,86)	** -19,17* (1,27)					
γ_i	0,95* (0,03)	0,82* (0,04)	0,41* (0,05)	0,88* (0,03)	0,77* (0,04)	0,40* (0,05)	1,00* (0,04)	0,88* (0,04)	0,43* (0,05)	0,94* (0,04)	0,80* (0,04)	0,45* (0,05)	1,04* (0,03)	0,92* (0,04)	0,46* (0,05)
γ_j	1,17* (0,03)	1,01* (0,04)	0,61* (0,05)	1,10* (0,03)	0,95* (0,04)	0,58* (0,05)	1,22* (0,04)	1,06* (0,04)	0,62* (0,05)	1,17* (0,04)	0,98* (0,04)	0,64* (0,05)	1,26* (0,03)	1,10* (0,04)	0,64* (0,05)
N_i	0,26* (0,04)	0,29* (0,05)	0,39* (0,06)	0,24* (0,04)	0,29* (0,05)	0,32* (0,06)	0,23* (0,05)	0,26* (0,05)	0,39* (0,07)	0,30* (0,05)	0,26* (0,05)	0,37* (0,07)	0,17* (0,04)	0,21* (0,05)	0,38* (0,07)
N_j	0,10* (0,05)	0,11* (0,05)	0,27* (0,06)	0,08* (0,04)	0,08* (0,05)	0,19* (0,06)	0,08* (0,04)	0,07* (0,05)	0,29* (0,07)	0,14* (0,05)	0,17* (0,05)	0,24* (0,07)	0,02* (0,04)	0,02* (0,05)	0,28* (0,07)
$Dist_{ij}$	-1,39* (0,08)	-	-1,21* (0,08)	-	-1,39* (0,08)	-	-1,39* (0,08)	-	-1,39* (0,08)	-	-	-	-1,42* (0,08)	-	-
Adj	0,37* (0,27)	-	1,33* (0,27)	-	0,93* (0,28)	-	0,74* (0,28)	-	0,78* (0,27)	-	-	-	-	-	-
$Nafta$	-1,20* (0,12)	-0,65* (0,12)	0,18* (0,22)	-1,01* (0,12)	-0,52* (0,12)	0,20* (0,22)	-1,28* (0,12)	-0,74* (0,12)	0,13* (0,22)	-1,25* (0,12)	-0,69* (0,12)	0,08* (0,22)	-1,33* (0,11)	-0,79* (0,12)	0,04* (0,22)

(continua)

(continuação)

Variável independente	Região Sul			Região Sudeste			Região Norte			Região Nordeste			Região Centro-Oeste		
	PCS	EF	PD	PCS	EF	PD	PCS	EF	PD	PCS	EF	PD	PCS	EF	PD
<i>UE</i>	-0,24 (0,09)	-0,15 (0,09)	0,97* (0,18)	-0,16 (0,08)	-0,09 (0,09)	0,81* (0,18)	-0,31 (0,08)	-0,24 (0,09)	0,94* (0,18)	-0,14 (0,09)	-0,13 (0,09)	0,86* (0,18)	-0,36 (0,08)	-0,30 (0,09)	0,94* (0,18)
<i>1994</i>	-0,04 (0,09)	0,00 (0,10)	-0,15 (0,13)	-0,01 (0,09)	0,02 (0,10)	-0,16 (0,13)	-0,06 (0,09)	-0,02 (0,10)	-0,16 (0,13)	-0,05 (0,09)	0,00 (0,10)	-0,18 (0,13)	-0,07 (0,09)	-0,03 (0,10)	-0,13 (0,13)
<i>1998</i>	-0,19 (0,09)	-0,09* (0,10)	-	-0,14 (0,09)	-0,04 (0,10)	-	-0,23* (0,10)	-0,14 (0,10)	-	-0,21 (0,09)	-0,11 (0,10)	-	-0,26 (0,09)	-0,17 (0,10)	-
<i>2000</i>	-0,01 (0,09)	0,06* (0,10)	-	0,04 (0,09)	0,10 (0,10)	-	-0,03 (0,09)	0,02 (0,10)	-	-0,02 (0,09)	0,03 (0,10)	-	-0,03 (0,09)	0,02 (0,10)	-
<i>Mercosul</i>	1,11* (0,14)	2,62* (0,12)	2,14* (0,20)	1,14* (0,14)	2,49* (0,12)	1,98* (0,20)	1,09* (0,14)	2,65* (0,12)	2,13* (0,20)	1,13* (0,14)	2,68* (0,12)	2,12* (0,20)	1,08* (0,14)	2,68* (0,12)	2,21* (0,20)
<i>Região</i>	1,12* (0,09)	1,31* (0,10)	1,46* (0,18)	1,14* (0,09)	1,35* (0,09)	1,69* (0,17)	-0,27* (0,09)	-0,42* (0,10)	-0,79* (0,18)	-0,42* (0,07)	-0,59* (0,07)	-0,76* (0,14)	-1,24* (0,09)	-1,27* (0,09)	-1,32* (0,18)
Aumento conjunto***	9,16	49,57	35,71	9,62	45,33	38,29	2,25	9,16	3,78	2,02	7,98	3,86	0,85	4,05	2,42
\bar{R}^2	0,499	0,455	0,360	0,501	0,458	0,376	0,483	0,433	0,334	0,486	0,439	0,340	0,504	0,454	0,352
Número de observações	5,184	5,184	700	5,184	5,184	700	5,184	5,184	700	5,184	5,184	700	5,184	5,184	700

Notas: X_{it} e a variável dependente. Os erros-padrão estão assinalados em parênteses. Todas as variáveis (exceto as *dummies*) estão expressas em logaritmo natural para os modelos PCS e EF, e em primeiras diferenças para o modelo PD.

* Significativo ao nível de confiança de 5%, teste unilateral.

** Os interceptos dos pares de comércio foram omitidos por questões de espaço.

*** Calculado como e (Mercosul + Região)

(no modelo PCS para a região Norte) a 2,68 (no modelo EF para o Centro-Oeste). O coeficiente de *Região* é positivo somente para duas regiões, Sul e Sudeste: no Sul varia de 1,12 a 1,46 e, no Sudeste, de 1,14 a 1,69. As outras regiões têm estimativas negativas para seus coeficientes: no Norte varia de -0,79 a -0,27, no Nordeste de -0,76 a -0,42 e no Centro-Oeste de -1,32 a -1,24.

Analisando agora o aumento de comércio conjunto, observa-se que o Mercosul teve um grande impacto na região Sul: seu aumento conjunto de comércio foi sempre o maior (com exceção do modelo PD no Sudeste). O aumento de comércio na região Sul varia de 9,16 (no modelo PCS) a 49,57 (no modelo EF). Um aumento de 49,57 significa que, *caeteris paribus*, o comércio entre um estado da região Sul e o Mercosul no período 1990-2000 foi mais de 49 vezes maior do que o comércio com outros países da amostra. Já na região Sudeste, os impactos do Mercosul também foram substanciais: o aumento de comércio varia de 9,62 (no modelo PCS) a 45,33 (no modelo EF). Além disso, as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste também tiveram consideráveis aumentos de comércio com o Mercosul, variando entre 2,25 e 9,16, de 2,02 a 7,98, e de 0,85 a 4,05, respectivamente. Concluímos que os impactos regionais mais intensos do Mercosul entre 1990 e 2000 foram nas regiões Sul e Sudeste. Embora não tenham sido tão significativos, as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste também tiveram aumentos de comércio com os países do Mercosul.

Pode-se notar também que, com exceção da região Nordeste, o modelo EF sempre teve as maiores estimativas para o aumento de comércio conjunto em comparação com outros dois modelos. Da mesma maneira, o modelo PCS sempre teve os menores valores para o aumento de comércio. Finalmente, como na seção anterior, os resultados aqui obtidos foram muito semelhantes aos conseguidos se estimar o modelo gravitacional usando dados seccionais, como em Sá Porto (2002a) e Sá Porto e Canuto (2002). Ao utilizarmos dados em painel, os resultados foram exatamente os mesmos, isto é, os aumentos de comércio foram bem maiores para as regiões Sul e Sudeste, evidenciando, assim, que tais resultados são robustos, independentemente do tipo de dado ou do tipo de modelo utilizado.

4 CONCLUSÕES, IMPLICAÇÕES E EXTENSÕES

Neste texto procuramos avaliar os impactos do Mercosul sobre os fluxos de comércio das regiões brasileiras. Utilizamos um modelo gravitacional-padrão, que isola os efeitos de renda e de distância, de modo a concentrar a análise nos efeitos que um acordo de integração econômica pode ter nas economias participantes e em suas regiões. Assim como em Sá Porto (2002a) e Sá Porto e Canuto (2002), utilizamos as mesmas equações gravitacionais básicas daqueles trabalhos (a equação gravitacional-padrão adicionada às variáveis *dummy* de integração econômica, bem como uma *dummy* para uma região brasileira), mas aqui utilizamos dados em

painel em vez de dados seccionais. Os modelos com dados em painel foram implementados de três formas distintas, seguindo metodologia de Cheng e Wall (1999): um modelo PCS, um modelo EF e um modelo PD. A idéia era avaliar se, ao aplicarmos uma estrutura de dados diferente do modelo gravitacional, os resultados se modificariam substancialmente em relação aos obtidos em Sá Porto (2002a) e Sá Porto e Canuto (2002), ou se, pelo contrário, os resultados se manteriam robustos ao tipo de dados utilizados na estimação dos modelos.

Obtivemos na Subseção 3.1 o resultado de que os efeitos do Mercosul na economia brasileira como um todo foram bastante significativos no período 1990-2000, efeitos estes que foram muito maiores do que o de outros agrupamentos econômicos regionais, tais como o Nafta ou a UE (tradicional parceiros comerciais do Brasil). Esses resultados vão de acordo com resultados obtidos por outros autores, como Kume e Piani (2000) e Frankel, Stein e Wei (1995). Tais conclusões foram idênticas às obtidas em trabalhos anteriores a este [Sá Porto (2002a) e Sá Porto e Canuto (2002)], nos quais dados seccionais foram utilizados e a evolução no tempo dos coeficientes das variáveis de integração econômica (e, mais especificamente, o Mercosul) foi analisada. A conclusão daqueles trabalhos de que o Mercosul obteve os maiores coeficientes (e os maiores aumentos de comércio), entre todos os esquemas de integração regionais relevantes para o Brasil, se mantém. Portanto, os resultados da Subseção 3.1 evidenciam que as conclusões mencionadas anteriormente são robustas e independem do tipo de dados ou forma do modelo gravitacional que se utilize.

Além disso, mostramos que o efeito substancial do Mercosul sobre a economia brasileira se rebateu de maneira desigual sobre as regiões que compõem o país. Com efeito, outro resultado a destacar aqui foi o mostrado na Subseção 3.2, a saber, o de que os impactos regionais do Mercosul foram mais concentrados nas regiões Sul e Sudeste do Brasil, ao passo que as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste se beneficiaram bem menos do Mercosul no período 1990-2000. Por exemplo, o aumento de comércio da região Sul com o Mercosul era de 9 vezes pelo modelo PCS e de 49 vezes pelo modelo EF entre 1990 e 2000.

Esses resultados são idênticos aos obtidos em Sá Porto (2002a) e Sá Porto e Canuto (2002), isto é, quando utilizamos dados seccionais e avaliamos a evolução, ao longo do tempo, do comércio das regiões brasileiras com o Mercosul, e quando utilizamos dados em painel estimando o modelo de três formas diversas, os resultados foram exatamente os mesmos. Os aumentos de comércio com o Mercosul foram muito maiores para as regiões Sul e Sudeste tanto em um caso quanto em outro, evidenciando assim que tais resultados são robustos, independentemente do tipo de dado ou do tipo de modelo utilizado.

Os resultados obtidos são particularmente importantes, já que vários autores argumentam que o modelo gravitacional-padrão, estimado com dados seccionais,

resulta em estimativas viesadas para os coeficientes [ver Cheng e Wall (1999)]. Mostrou-se aqui, porém, que os resultados são semelhantes, quer se utilize o modelo com dados seccionais, ou algum modelo corrigido com dados em painel.

Este trabalho pode ser estendido de várias maneiras. Com relação ao modelo EF, é necessário explorar o significado dos coeficientes de cada par de comércio estado-país específico. No modelo EF, há fatores específicos a cada par de comércio estado-país, tendo a equação gravitacional um intercepto para cada par de comércio estado-país e um único intercepto para todos os fluxos de comércio bilaterais. Como aqui utilizamos 27 estados e 24 países na amostra, temos 648 interceptos para os diferentes pares de comércio estado-país. É necessário aprofundar a análise desses interceptos para poder avaliar com mais detalhe os impactos do Mercosul sobre os fluxos de comércio de cada região.

Outra possível extensão a este trabalho seria a estimação do modelo gravitacional com dados em painel, mas utilizando uma metodologia, como a apresentada por Anderson e Van Wincoop (2003), por exemplo. Tais metodologias procuram aumentar e/ou melhorar a robustez dos resultados, bem como aumentar o poder explanatório do modelo ao adicionar, por exemplo, algumas variáveis ao modelo-padrão, como McCallum (1995) o fez com a “distância ao quadrado”, ou as variáveis relacionadas à dotação de fatores de McCallum (1995) e Bergstrand (1989), ou as variáveis de preços, como o deflator do PIB, taxa de câmbio, e o índice unitário de valor das exportações/importações de Bergstrand (1985). Uma variável relacionada ao índice de abertura dos países (definida como a relação entre a soma das exportações e as importações sobre o PIB daquele país) poderia ser adicionada, que funcionaria como variável “purificadora” da medida de aumento de comércio. Em outro teste, pode-se também remover as variáveis adjacência e população do país (Estado) receptor do fluxo de comércio (já que os coeficientes de tais variáveis se mostraram não-significativos em algumas das regressões econométricas da Seção 3) e testar para uma possível melhora no R^2 das regressões econométricas da Seção 3 (remoção esta justificada inclusive pela possível existência de uma correlação entre as variáveis adjacência e distância).

ABSTRACT

In this paper we assess the impacts of the Mercosul preferential trade agreement on Brazil's regional trade flows by means of a gravity model, extended to include dummy variables for Mercosul and for a Brazilian region. Using panel data, we implement the model in three different ways: a pooled cross section model, a fixed effects model and a first differences model. As in previous work by these authors, which were carried out using cross section data, our results show that the most significant regional impacts of Mercosul were on Brazil's Southern and Southeastern regions, whereas the North, Northeast and Center-West regions had much smaller impacts in the period from 1990 to 2000. This shows that these results regarding the regional impacts of Mercosul are robust, and are independent of the data structure or the type of model used.

BIBLIOGRAFIA

- AITKEN, N. D. The effect of the EEC and EFTA on European trade: a temporal cross-section analysis. *American Economic Review*, v. 63, n. 5, p. 881-892, 1973.
- ANDERSON, J. E. A theoretical foundation for the gravity equation. *American Economic Review*, v. 69, n. 1, p. 106-116, 1979.
- ANDERSON, J. E., VAN WINCOOP, E. Gravity with gravitas: a solution to the border puzzle. *American Economic Review*, v. 93, n. 1, 2003.
- AZEVEDO, A. *What has been the real effect of Mercosur on trade? A gravity model approach*. PPGE/UFRGS, 2002 (Texto para Discussão, 01/2002).
- BARROS, A. R. Os impactos do Mercosul no Nordeste brasileiro. In: GALVÃO, O. J. A., BARROS, A. R., HIDALGO, A. B. *Comércio internacional e Mercosul: impactos sobre o Nordeste brasileiro*. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 1997.
- BAYOUMI, T., EICHENGREEN, B. Is regionalism simply a diversion? Evidence from the evolution of the EC and EFTA. In: ITO, T., KRUEGER, A. O. (eds.). *Regionalism versus multilateral trade arrangements*. University of Chicago Press, 1997.
- BERGSTRAND, J. H. The gravity equation in international trade: some microeconomic foundations and empirical evidence. *The Review of Economics and Statistics*, v. 67, p. 474-481, 1985.
- . The generalized gravity equation, monopolistic competition, and the factor-proportions theory in international trade. *The Review of Economics and Statistics*, v. 71, p. 143-153, 1989.
- BEVILAQUA, A. S. *Macroeconomic coordination and commercial integration in Mercosur*. Rio de Janeiro: PUC, 1997 (Texto para Discussão, 378).
- BRANDÃO, A. S. P., LOPES, M. de R., PEREIRA, L. V. Uma análise quantitativa dos impactos do Mercosul sobre o Brasil. In: BRANDÃO, A. S. P., PEREIRA, L. V. (eds.). *Mercosul: perspectivas da integração*. Rio de Janeiro: Editora da Fundação Getulio Vargas, 1996.
- BRÖCKER, J. Interregional trade and economic integration: a partial equilibrium analysis. *Regional Science and Urban Economics*, n. 18, p. 261-281, 1988.
- CANO, W. *Desequilíbrios regionais e concentração industrial no Brasil*. Campinas, SP: Unicamp/IE, 1998.
- CHENG, I.-H., WALL, H. J. *Controlling for heterogeneity in gravity models of trade*. Federal Reserve Bank of St. Louis, 1999 (Working Paper, 010B), revisado em 2004. Acessível em: <<http://research.stlouisfed.org/wp/1999/1999-010.pdf>>.
- DEARDORFF, A. V. Does gravity work in a neoclassical world? In: FRANKEL, J. (ed.). *The regionalization of the world economy*. University of Chicago Press, 1998.
- DOMINGUES, E. *Dimensão regional e setorial da integração na Área de Livre Comércio das Américas: projeções em equilíbrio geral para a economia brasileira*. FEA/USP, 2002a (Tese de Doutorado).
- . *Sensitivity analysis in applied general equilibrium models: an empirical assessment for Mercosur free trade area agreements*. São Paulo: Latin American Meeting of the Econometric Society (LAMES), jul. 2002b.

- FRANKEL, J. Is Japan creating a Yen bloc in East Asia and the Pacific? In: FRANKEL, J., KAHLER, M. (eds.). *Regionalism and rivalry: Japan and the U.S. in Pacific Asia*. Chicago: University of Chicago Press, 1992.
- FRANKEL, J., STEIN, E., WEI, S.-J. Trading blocs and the Americas: the natural, the unnatural and the supernatural. *Journal of Development Economics*, v. 47, p. 61-95, 1995.
- FRANKEL, J., WEI, S.-J. Yen bloc or dollar bloc: exchange rate policies of the East Asian economies. In: ITO, T., KRUEGER, A. (eds.). *Macroeconomics linkages*. Chicago: University of Chicago Press, 1992.
- FUJITA, M., KRUGMAN, P., VENABLES, A. *The spatial economy: cities, regions, and international trade*. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1999.
- GONZAGA, G. M., TERRA, M. C. T., CAVALCANTE, J. O impacto do Mercosul sobre o emprego setorial no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 28, n. 3, dez. 1998.
- GUIMARÃES NETO, L. Desigualdades regionais e federalismo. In: AFFONSO, R. de B. A. e S., BARROS, P. L. *Desigualdades regionais e desenvolvimento*. São Paulo: Fundap e Editora da Unesp, 1995.
- HADDAD, E., DOMINGUES, E., PEROBELLI, F. Impactos setoriais e regionais da integração. In: TIRONI, L. F. (ed.). *Aspectos estratégicos da política comercial brasileira*. Brasília: IPEA/Ipri, v. 1, 2001.
- HARRIGAN, J. *Specialization and the volume of trade: do the data obey the laws?* Federal Reserve Bank of New York, 2001 (Working Paper).
- IBGE. *Contas Nacionais*, CD-ROM, 2002.
- JOHNSTON, J., DINARDO, J. *Métodos econométricos*. Lisboa: McGraw Hill de Portugal, 2001.
- KRUGMAN, P., OBSTFELD, M. *Economia internacional — teoria e política*. São Paulo: Makron Books do Brasil, 1999.
- KUME, H., PIANI, G. Efeitos regionais do Mercosul: uma análise diferencial-estrutural para o período 1990-1995. *Economia Aplicada*, v. 3, n. 1, 1999.
- . Fluxos bilaterais de comércio e blocos regionais: uma aplicação do modelo gravitacional. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 30, n. 1, abr. 2000.
- LINNEMANN, H. *An econometric study of international trade flows*. Amsterdam: North Holland, 1966.
- McCALLUM, J. National borders matter: Canada-U.S. regional trade patterns. *American Economic Review*, v. 85, n. 3, p. 615-623, 1995.
- PANAGARIYA, A. The regionalism debate: an overview. *World Economy*, v. 22, p. 477-511, 1999.
- POLENSKE, K. R. Empirical implementation of a multiregional input-output gravity trade model. In: CARTER, A. P., BRODY, A. (eds.). *Contributions to input-output analysis*. 1970.
- . *The U.S. multiregional input-output accounts and model*. Lexington, Mass.: Lexington Books, 1980.
- POMFRET, R. *The economics of discriminatory international trade policies*. New York: Basil Blackwell, p. 68-99, 1988.

- PÖYHÖNEN, P. A tentative model for the volume of trade between countries. *Welwirtschaftliches Archiv*, v. 90, n. 1, p. 93-99, 1963.
- SÁ PORTO, P. C. de. Mercosul and regional development in Brazil: a gravity model approach. *Revista de Estudos Econômicos*, v. 32, n. 1, jan./mar. 2002a.
- . *Os impactos dos fluxos de comércio do Mercosul sobre as regiões brasileiras*. IE/Unicamp, set. 2002b (Tese de Doutorado).
- SÁ PORTO, P. C. de, CANUTO, O. Mercosul: gains from regional integration and exchange rate regimes. *Economia Aplicada*, v. 6, n. 4, out./dez. 2002.
- SECEX. *Sistema Alice*. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC), 2002.
- SOLOAGA, I., WINTERS, A. Regionalism in the nineties: what effect on trade? *North American Journal of Economics and Finance*, v. 12, p. 1-29, 2001.
- THORSTENSEN, V. et alii. *O Brasil frente a um mundo dividido em blocos*. São Paulo: Nobel e Instituto Sul-Norte de Política Econômica e Relações Internacionais, 1994.
- TINBERGEN, J. *Shaping the world economy: suggestions for an international economic policy*. New York: Twentieth Century Fund, 1962.
- VINER, J. *The customs union issue*. Washington, D.C.: Anderson Kramer Associates, 1950.
- WALL, H. J. Using the gravity model to estimate the costs of protection. *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, Jan./Feb. 1999.

(Originais recebidos em janeiro de 2004. Revistos em agosto de 2004.)

