

Custos de transporte e a estrutura espacial do comércio interestadual brasileiro*

NEWTON DE CASTRO**

LARRY CARRIS***

BRUNO RODRIGUES****

O objetivo deste artigo é estimar um modelo de comércio interestadual como base para quantificar a demanda assim derivada por transporte e avaliar o impacto dos custos logísticos de abastecimento e distribuição na estrutura espacial do comércio interestadual brasileiro. A meta específica é quantificar os efeitos do componente transporte nos custos logísticos tanto no volume quanto na distribuição dos fluxos de comércio de cada estado, diferenciados por seus níveis de desenvolvimento econômico e estrutura produtiva. Identificam-se, assim, os estados que sofrem maior impacto nas suas relações de comércio pela oferta de serviços de transporte e pela qualidade desses serviços.

A estimação do modelo proposto testa especificações alternativas para a distribuição do erro e para a forma funcional do modelo. Os resultados encontrados mostram que o modelo tipo Poisson é mais apropriado do que o modelo tipo log-normal habitualmente empregado nas estimações de modelos de interação espacial. Ganhos substanciais de ajustamento são obtidos a partir do emprego de uma especificação funcional flexível, acomodando as não-linearidades inerentes a esse tipo de relação. O modelo exibe um excelente poder explicativo das relações de comércio, revelando inclusive o comportamento espacial de suas elasticidades em relação a seus principais determinantes. Entretanto, o desempenho preditivo do modelo ainda é insuficiente para que este seja aceito como uma descrição adequada dos dados, quando avaliado em termos de previsões de fluxos específicos. Uma possível explicação seria a opção pela parcimônia no número de variáveis explicativas utilizadas neste estudo. De fato, ao que a análise dos erros indica, há efeitos de vizinhança entre estados que induzem relações de comércio não capturadas pelas variáveis empregadas.

No caso específico do impacto dos custos logísticos no comércio, constatou-se que os efeitos sobre os estados são muito diferenciados. Particularmente, os fluxos mais afetados são aqueles entre estados com maior proporção de produção agrícola e os de comércio, que percorrem distâncias mais longas. Por outro lado, fluxos entre estados mais industrializados ou mais concentrados na produção de serviços são relativamente menos afetados; o impacto dos custos logísticos do comércio são ainda mais atenuados nas relações entre estados vizinhos ou mais próximos.

* Os autores agradecem a colaboração dos estagiários Fernanda Ricardo da Silva e El Hadji Mamadou Sougou no levantamento de dados.

** Professor da Faculdade de Administração e Ciências Contábeis da UFRJ.

*** Doutorando do Instituto de Economia da UFRJ.

**** Graduando do Instituto de Economia da UFRJ.

1 - Introdução

Existe um renovado interesse na investigação dos impactos da disponibilidade de infra-estrutura no desenvolvimento econômico regional. Nesse sentido, sabe-se que a infra-estrutura de transporte desempenha um papel destacado na determinação das decisões de produção, comércio e de consumo, assim como nas decisões de localização e de investimento por parte das firmas. Em países de proporções continentais como o Brasil, espera-se que os fluxos de comércio sejam influenciados de forma significativa pela disponibilidade de infra-estrutura de transporte que, em última instância, determina os custos das relações comerciais entre as firmas, seus fornecedores e consumidores, espacialmente dispersos. Além disso, os custos de transporte tendem a afetar mais significativamente a produção e as relações de comércio dos bens de menor valor em relação ao seu peso físico, tipicamente predominantes nas exportações de regiões menos desenvolvidas, restringindo assim suas possibilidades de desenvolvimento.

Não obstante a importância do tema do comércio intranacional, são raros os estudos sobre a matéria, não só no Brasil, como também nos demais países. Com efeito, Krugman (1991) reconhece esse desbalanceamento de interesse ante, por exemplo, o relevo atribuído ao estudo da economia internacional. Destaca, porém, que essa negligência com o estudo de questões espaciais, na economia, vem sendo gradativamente corrigida a partir do reconhecimento da importância de rendimentos crescentes na produção, principalmente determinados pelas economias de aglomeração, *vis-à-vis* os custos de transporte de abastecimento e distribuição, como variáveis-chave da geografia econômica. Mais ainda, para países da dimensão do Brasil, a distribuição da produção entre regiões seria uma questão tão importante quanto a do comércio internacional, que deve ser fortemente afetado pelo movimento de integração de países em blocos regionais de comércio, fazendo com que os fluxos entre países cada vez mais se aproximem do padrão esperado entre regiões.

Dessa forma, o objetivo deste artigo é estimar um modelo de comércio interestadual, como base para quantificar a demanda assim derivada por transporte e avaliar o impacto dos custos logísticos de abastecimento e distribuição na estrutura espacial do comércio interestadual brasileiro. A meta específica é quantificar os efeitos dos custos de transporte tanto no volume quanto na distribuição dos fluxos de comércio de cada estado, diferenciados por seus níveis de desenvolvimento econômico e estrutura produtiva. Espera-se, assim, identificar os estados mais impactados nas suas relações de comércio pela oferta de serviços de transporte e pela qualidade desses serviços.

A importância macroeconômica da demanda de transporte de carga pode ser aquilatada pelo peso das despesas com essa atividade. No Brasil, estima-se que o valor despendido no transporte de carga esteja em torno de 10,8% do PIB, em que pese a maior participação do modal rodoviário na matriz de transporte

[Castro (1990)]. Desse percentual, o comércio inter-regional de bens responde por cerca de 50%, em termos do momento de transporte, medido em toneladas-quilômetro.

A metodologia utilizada no estudo combina a riqueza da extensa literatura na área dos modelos gravitacionais e de *market-share* com os desenvolvimentos mais recentes em econometria de interações espaciais. De fato, os modelos gravitacionais estão entre os mais utilizados nas ciências sociais para a previsão de interações espaciais [Sen e Smith (1995)]. São, também, vastamente utilizados em domínios aplicados, como a análise de transportes [Harker (1987)] e *marketing* [Cooper (1993)]. Já na área de econometria, o desenvolvimento de algoritmos computacionais e computadores velozes removeu uma das maiores restrições à aplicação de modelos gravitacionais. São acrescentados ainda os recentes avanços registrados na análise estatística de dados espaciais [Griffith, Amrhein e Huriot (1998)].¹

Este artigo também faz parte de um esforço de uma pesquisa mais abrangente sobre as características espaciais da economia brasileira, empreendida pelo grupo Nemesis.² Essa contribuição nesse empenho se restringe ao domínio da relação entre o transporte e a distribuição espacial das atividades econômicas.

Na Seção 2 são destacadas as características mais relevantes dos modelos gravitacionais de interações espaciais para fins deste estudo, em particular no tocante a suas especificações algébricas e funcionais. A Seção 3 descreve as relações de comércio interestadual no Brasil e as demais variáveis da base de dados, incluindo a metodologia de estimação dos custos de transporte e logísticos relevantes. Os modelos selecionados são apresentados na Seção 4, assim como os resultados de estimações feitas por procedimentos alternativos. A Seção 5 é dedicada à análise dos efeitos dos custos de transporte no comércio. Simulações do impacto de políticas alternativas e de custos de transporte no comércio e no desenvolvimento são aí mostradas e discutidas. Finalmente, a Seção 6 apresenta as conclusões.

2 - Modelando a estrutura espacial dos fluxos de comércio

Walter Isard declara desconhecer um método geral para uso em pesquisa aplicada de interações espaciais melhor do que o modelo gravitacional. Mais ainda, no campo do comércio entre nações, admite avanços significativos no entendimento e na projeção dos padrões de comércio quando um componente do tipo gravitacional é adicionado aos modelos existentes.³ Destaque-se que, no caso em tela

1 As referências já citadas no texto são indicadas pela ampla revisão das respectivas áreas. Em particular, o livro de Sen e Smith (1995), por sua exaustiva cobertura da teoria e das aplicações de modelos gravitacionais nas ciências sociais.

2 Para maiores detalhes, ver <http://www.nemesis.org.br/>

3 Ver prefácio de W. Isard em Sen e Smith (1995).

de comércio inter-regional, espera-se ser maior a importância relativa dos componentes típicos dos modelos gravitacionais, em que pese a menor influência das barreiras alfandegárias e institucionais.

No mesmo sentido, Sen e Smith (1995, p. 15) enfatizam que os modelos gravitacionais têm provado ser mais bem-sucedidos na descrição de comportamentos de interações espaciais quando envolvem grandes populações, em comparação com modelos que visam descrever as decisões individuais de agentes econômicos. Mais uma vez, esse é o caso das várias decisões tomadas por produtores e distribuidores de mercadorias e insumos, no comércio inter-regional.

De outra perspectiva, pode-se observar o comportamento de populações como um conceito agregado e associá-lo a *market-shares*, observando o indivíduo ou conceito “desagregado” como probabilidades de escolha. Essa, de maneira geral, tem sido a perspectiva que fundamenta a aplicação desses modelos nas áreas de *marketing*, principalmente quando se trata de conjuntos de decisores mais homogêneos [Cooper (1993, p. 265)].

Dentre os modelos do tipo gravitacional, distinguem-se ainda os freqüentemente encontrados na literatura de transportes que considera a estrutura da malha viária.⁴ Ou ainda, modelos que focalizam o processo decisório dos agentes individuais, seja do tipo comportamental, seja oriundo da teoria de estoques.⁵ Registre-se ainda que, no campo da economia de transportes, se verificaram os primeiros esforços no sentido de se desenvolver métodos de estimação específicos para modelos gravitacionais. A motivação para essa busca surgiu da necessidade de tratar grandes bases de dados por parte dos planejadores de transporte, nos primórdios da construção do sistema de auto-estradas interestaduais (*Interstate Highway System*) nos Estados Unidos [Sen e Smith (1995, p. 9)].

O modelo gravitacional, na sua formulação mais simples, relaciona fatores de geração e atração de interações espaciais (por exemplo, fluxos de comércio, migração, tráfego de veículos) com fatores de separação ou impedância (*versus* conectividade) dessas interações. Por exemplo, a interação de duas cidades ou regiões poderia ser expressa por:

$$T_{OD} = AP_O P_D / D_{OD} \quad (1)$$

onde P_O e P_D representam as respectivas populações das regiões O e D ; D_{OD} , a distância entre seus centróides; e A uma constante.

⁴ No jargão da área, *network models*.

⁵ Para exemplos de aplicações de modelos comportamentais de comércio/demanda de transporte, ver McFadden e Winston (1981). A base conceitual de modelos de teoria de estoques é apresentada em Baumol e Vinod (1970).

Na literatura, a expressão anterior passou por uma série de modificações, no sentido de torná-la mais genérica, tal como a formulação de Isard e Bramhall (1960):

$$T_{OD} = A(w_O P_O^\alpha)(w_D P_D^\beta) / D_{OD}^\theta \quad (2)$$

onde α , β e θ , e os pesos w_O e w_D , seriam parâmetros estatísticos a estimar. Diversos autores sugerem que essa expressão deve ser encarada como uma alternativa da forma genérica $T_{OD} = f(V_O, V_D, D_{OD})$, onde V_O e V_D representam vetores dos atributos relevantes da origem e destino, respectivamente, e D_{OD} os atributos de separação entre estas [Haynes e Fotheringham (1984, p. 20)].

No contexto de previsão, o modelo gravitacional é comumente classificado em quatro tipos, dependendo da informação exógena disponível a respeito dos somatórios das interações T_{OD} . Por exemplo, se $\Sigma_O T_{OD}$ e $\Sigma_D T_{OD}$ (totais exportados, por origem, ou totais importados, por destino, respectivamente) forem conhecidos no período de previsão, por meio de cálculos exógenos, tem-se um modelo gravitacional duplamente restrito, ou seja, submetido às restrições de subtotais de origem e de destino. Se somente $\Sigma_O T_{OD}$, ou alternativamente $\Sigma_D T_{OD}$, for conhecido, teríamos um modelo restrito pela origem ou destino, respectivamente. No caso de nenhum dos conjuntos de somatórios ser conhecido, temos um modelo sem restrições.

Cada tipo desse modelo se aplica a situações específicas em que, pelas características do problema, presume-se conhecer um, dois ou nenhum dos conjuntos de somatórios. Por exemplo, modelos restritos pela origem foram usados para estimar o fluxo de pessoas a facilidades de comércio, a partir de uma distribuição espacial predeterminada de residências. Já modelos restritos pelo destino foram empregados para alocar trabalhadores a zonas residenciais, para uma dada distribuição geográfica de emprego em plantas industriais.

No caso em tela, estimativas dos parâmetros são obtidas para o ano-base, e admite-se que essas estimativas permaneçam constantes no período de projeção. Reforça-se também o interesse na parcimônia no número de parâmetros a estimar do modelo gravitacional. Observe-se, por exemplo, que, no caso da formulação do modelo (2), a cada uma das regiões é assinalado um peso específico — w_O quando for origem e w_D quando for destino —, podendo resultar num número expressivo de parâmetros em problemas espacialmente amplos. Obviamente que a conveniência dessa flexibilização algébrica pode ser testada estatisticamente. Pode-se ainda flexibilizar a formulação algébrica do modelo de várias maneiras, inclusive por meio da incorporação de variáveis e formas funcionais que sejam passíveis de interpretação econômica. Nesse sentido, a Seção 4 discute as alternativas de modelos possíveis, suas características e formas de testar suas qualidades preditivas.

Dentre as aplicações de modelos gravitacionais, no campo dos transportes, cabe registrar o trabalho seminal de Quandt e Baumol (1966), posteriormente estendido e aplicado no Estudo do Corredor de Transporte do Nordeste, nos Estados Unidos.⁶ Esse estudo avança no sentido de incorporar atributos genéricos dos modos de transporte e das regiões como forma de caracterização da demanda de transporte, em vez de incorporar pesos específicos.

No Brasil, um dos poucos casos de utilização de modelos gravitacionais para estimar impactos de variáveis sobre o comércio é citado por Hidalgo e Vergolino (1997). Os autores destacam, inicialmente, a linha de estudos iniciada por Kaldor (1970) que tinha o interesse de analisar o caráter concentrador do crescimento econômico regional. “Na oportunidade, o famoso economista mostrou, com base em inúmeras evidências, que a taxa de crescimento do PIB de uma região dependia, fundamentalmente, da taxa de crescimento das exportações. No seu modelo, posteriormente estilizado por Dixon e Thirwall (1975), Kaldor enfatiza somente as exportações para o resto do mundo como fundamentais, não havendo qualquer comentário a respeito do movimento de mercadorias entre as regiões de um mesmo país” [Hidalgo e Vergolino (1997, p. 2)].

Dessa forma, os autores procuram preencher essa lacuna fazendo uma avaliação das características do comércio do Nordeste com as outras macrorregiões brasileiras e com outros países, e da importância das fronteiras para os padrões de comércio inter-regional e internacional.

O modelo de Hidalgo e Vergolino considera os determinantes principais do comércio o PIB dos locais de origem e de destino, e a distância, como *proxy* dos custos de transporte, de informação, e outros fatores locais que influenciam as relações de comércio. A base de dados de comércio utilizada é a dos fluxos de comércio inter-regionais e internacionais envolvendo o Nordeste, estimados para 1991.⁷ No caso do comércio inter-regional, os resultados econométricos obtidos pelos autores mostram que existe uma alta elasticidade das exportações em relação ao PIB regional. Também mostram que a elasticidade do comércio em relação ao PIB regional é menor que a elasticidade em relação ao PIB de destino. Em relação à distância, também se verificou uma alta elasticidade negativa para o comércio inter-regional, o que leva os autores a explicar esse resultado pelo fato de o comércio inter-regional utilizar como modo de transporte predominante o rodoviário, que pode ser mais caro, por exemplo, do que o marítimo, mais utilizado no comércio internacional.

⁶ Registre-se que o artigo de Quandt e Baumol foi apresentado pela primeira vez no Rio de Janeiro, no Segundo Congresso Latino-Americano de *Regional Science*.

⁷ Os dados sobre o comércio internacional foram obtidos no Serviço de Processamento de Dados (Serpro) da Secretaria de Comércio Exterior do Ministério da Indústria, Comércio e Turismo. Os dados sobre o comércio interestadual foram obtidos na matriz de transações interestaduais no documento Operações Interestaduais Tributadas pelo ICMS no Brasil-1991, da Secretaria de Fazenda de Pernambuco.

3 - Comércio interestadual e custos de transporte no Brasil

Esta seção procura fazer uma breve descrição do comércio interestadual no Brasil, mostrando suas características, peculiaridades e relações com a atividade dos diversos setores da economia, bem como dos custos de logísticos, incluindo o de transporte, incorridos nessas relações. Para essa análise foram utilizados a Balança Comercial Interestadual de 1985 e os dados do PIB estadual e setorial dos estados. A opção pelo ano de 1985 foi determinada pelo fato de esse ser o ano do último levantamento abrangente dos fluxos interestaduais de comércio, bem como de censos econômicos completos e simultâneos que possibilitaram a estimação consistente dos PIBs estaduais por setor.⁸ Os autores reconhecem as mudanças significativas que ocorreram na economia brasileira após esse ano e, assim, o caráter ilustrativo da Subseção 3.1. Não obstante, acreditam que as relações estruturais que determinaram esses fluxos de comércio ainda estejam plenamente válidas, justificando a análise econométrica descrita na Seção 4. Mais ainda, observam-se até os dias de hoje as mesmas características de concentração espacial de relações de comércio e de especialização produtiva identificadas nessa época.

3.1 - Comércio interestadual

O quadro da distribuição do comércio interestadual brasileiro apresentou, em 1985, forte concentração espacial. A maioria das exportações e importações foi realizada por um pequeno número de estados, basicamente concentrados em duas das cinco macrorregiões nas quais se divide o território nacional. Poucos também foram os estados que apresentaram superávit na Balança Comercial Interestadual, a grande maioria registrando déficit. Essa concentração das relações de comércio refletiu, em certa medida, a elevada concentração espacial da atividade econômica, especialmente industrial, existente no Brasil.

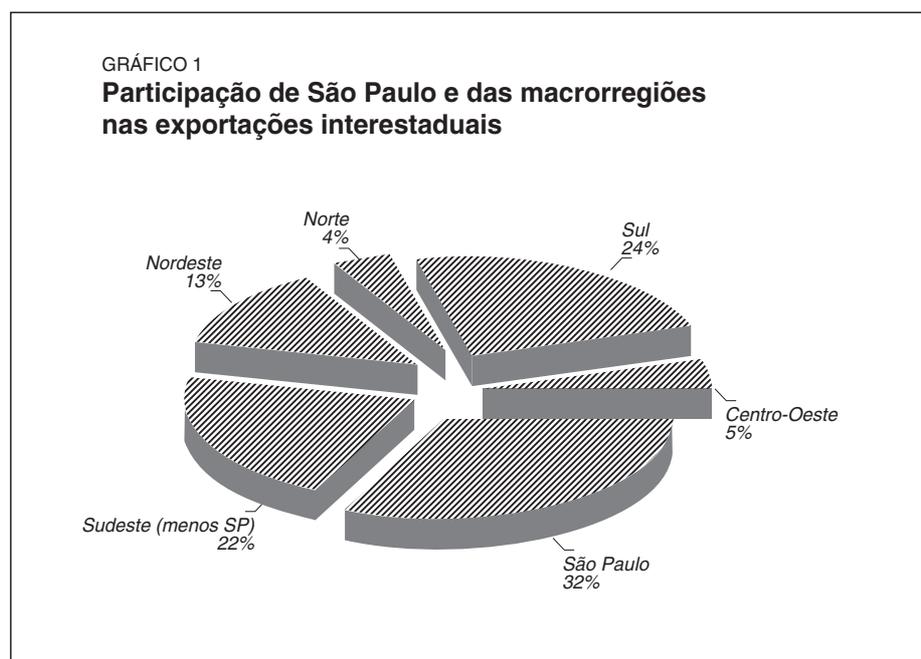
É interessante salientar que há divergências entre os números de comércio computados pelo somatório das entradas de cada estado em relação ao obtido pelas respectivas saídas dos estados parceiros. Dessa forma, a metodologia utilizada na consolidação da balança considerou o maior valor obtido dentre as informações dos estados de origem e de destino. Deve-se salientar também que, no caso do setor agropecuário, a escassez de dados disponíveis contribuiu ainda mais para esse problema, não só reduzindo a precisão dos números obtidos, como também subestimando os valores de comércio do setor e acentuando os déficits das unidades da Federação (UF) que exportaram produtos agropecuários e,

⁸ Os dados do PIB foram obtidos do *Anuário Estatístico Brasileiro de 1987* e da Balança Comercial Interestadual de 1985 (1987). Essas duas referências foram as fontes para a elaboração dos gráficos e tabelas da Subseção 3.1.

conseqüentemente, aumentando o superávit das que os importaram [ver Balança Comercial Interestadual de 1985 (1987, p. 44)].

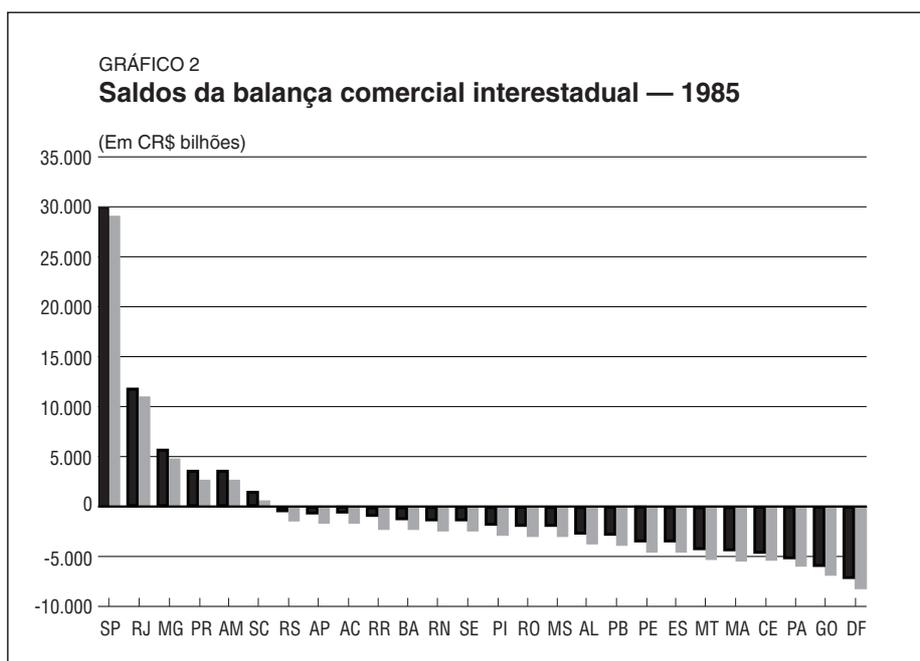
Como mostra o Gráfico 1, o estado de maior expressão no comércio interestadual foi São Paulo. Em 1985, esse estado foi responsável por nada menos que 32% das exportações interestaduais. Para que se tenha uma idéia da dimensão desse percentual, as macrorregiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste — compostas por 19 das 26 UFs existentes em 1985 — exportaram, juntas, 22,5% do total nacional. Quando comparamos esses números com os do PIB da indústria e da agropecuária, podemos constatar que a concentração espacial da indústria agrava essa situação. No mesmo ano, São Paulo detinha aproximadamente 44% da produção industrial enquanto o Nordeste produzia 12% do total nacional, o Norte, 4%, e o Centro-Oeste, pouco mais de 2%. Entretanto, no setor agropecuário, essas três últimas macrorregiões respondiam, juntas, por 35% do PIB setorial nacional, o dobro de São Paulo. Esse estado, por sua vez, foi o principal destino das importações interestaduais, totalizando 25%, sendo o principal mercado consumidor de quase todos os outros estados da Federação.

O segundo maior superávit registrado foi no Rio de Janeiro. Em 1985, o estado exportava 10,6% e importava 8% do total nacional. Era dono da segunda maior fatia do PIB industrial brasileiro, com 11,7%. A importância da industrialização fica patente no caso do Rio: a agropecuária do estado representava menos de 2%



do produto agropecuário nacional. Em seguida, temos Minas Gerais, que alia uma indústria desenvolvida a uma participação significativa na produção agropecuária. O Sul do país também apresentou um expressivo volume comercial e resultados superavitários — Paraná e Santa Catarina — e o estado de menor déficit na balança — Rio Grande do Sul. Os três estados são industrializados — somando 15,7% do PIB industrial do país — e eram responsáveis por 27,2% da produção agropecuária nacional, com destaque para a agropecuária paranaense, a terceira maior do país — só perdendo para São Paulo e Minas. O Rio Grande do Sul apresentou um ligeiro déficit, apesar de ser a quarta maior economia dentre as UFs do país. A vida econômica do estado é diversificada, com ampla participação do setor terciário.

Um caso semelhante ao do Rio Grande do Sul é o do Distrito Federal. Apesar de contribuir com aproximadamente 5% do PIB nacional, a participação do estado nas exportações interestaduais foi de apenas 0,6% do total nacional. Isso acontece devido ao estado ser sede do governo federal. O produto gerado pelo Distrito Federal é proveniente basicamente da administração pública, de instituições financeiras e de outros serviços. Adicione-se ainda uma diferença importante em relação ao Rio Grande do Sul: a agricultura e a indústria do Distrito Federal são quase inexpressivas. Com isso, o estado tem de importar substancial parte do que consome, o que explica o fato de o Distrito Federal ter o maior déficit dentre as UFs na Balança Comercial Interestadual, conforme destacado no Gráfico 2.



Separado geograficamente dos estados superavitários, Amazonas é outro que participa desse seleto grupo. A razão para isso se relaciona principalmente com a Zona Franca de Manaus, onde se localizaram muitas empresas do setor industrial, com destaque para a produção de mercadorias com alto valor agregado — em especial eletroeletrônicos.

Dos 26 estados existentes em 1985, apenas seis registravam superávit na balança. Os outros 20 apresentavam déficit. Esses estados deficitários mostravam uma produção industrial relativamente pequena, com participações individuais no PIB setorial inferiores a 2% do total nacional — à exceção do Rio Grande do Sul. A soma da produção industrial desses 20 estados equivalia a 25% do total do país, sendo 7% a parcela do RS que, como já explicado, apresentou características diferentes dos outros estados deficitários.

Essa concentração espacial, tanto da produção quanto do consumo, tem efeito direto no volume de comércio. A diferença é também expressiva, sendo os estados superavitários responsáveis por 70% das exportações e 58% das importações. Os principais fluxos de comércio ocorreram entre eles próprios e, em segundo plano, entre eles e os deficitários, destacando-se ainda os fluxos entre estados vizinhos. Esse fato revela uma relação de dependência, principalmente por parte dos estados deficitários em relação aos superavitários. A Tabela 1 mostra as participações dos estados no PIB nacional e no comércio interestadual.

Na Tabela 1 podemos verificar que existe uma relação entre a participação no PIB e a participação no comércio de cada estado. As poucas exceções foram verificadas, por exemplo, nos Estados do Amazonas, Distrito Federal, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e de Santa Catarina.

Nos Estados do Mato Grosso e Mato Grosso do Sul esse descompasso pode ser explicado pelo fato de terem suas economias baseadas na agropecuária, apresentando indústrias pouco expressivas e mercados consumidores relativamente pequenos. Juntos, somavam menos de 2% do PIB nacional, com a soma de seus setores agropecuários contribuindo com 4% do PIB setorial nacional, e suas indústrias somadas com menos de 1% do PIB industrial do país. Esses estados fabricavam produtos agropecuários, mas provavelmente não tinham uma indústria de processamento e/ou beneficiamento proporcional à sua produção primária. Esse fato pode ser corroborado porque seus principais parceiros comerciais — destino de 72,5% das saídas e origem de 75,5% das entradas de mercadorias no MS, e 70% das saídas e 64,5% das entradas no MT — foram Paraná e São Paulo, dois dos estados mais industrializados do país e com agroindústrias bem desenvolvidas. Destaque-se, contudo, que esse quadro de 1985 foi possivelmente alterado pelo dinamismo observado no crescimento da região Centro-Oeste, inclusive com a atração de diversas indústrias do complexo agroindustrial.⁹

9 Sobre o desenvolvimento econômico do Centro-Oeste após 1985, ver Diniz (1995).

TABELA 1

Participações dos estados no PIB nacional e nos fluxos de comércio

(Em %)

Estados	Participações			
	No PIB nacional	No comércio interestadual	Nas exportações interestaduais	Nas importações interestaduais
São Paulo	34,4	28,7	32,2	25,3
Rio de Janeiro	12,2	9,4	10,7	8,0
Minas Gerais	9,4	8,7	9,3	8,0
Rio Grande do Sul	7,5	8,3	8,2	8,3
Paraná	5,9	8,3	8,7	7,9
Distrito Federal	4,9	1,4	0,6	2,2
Bahia	4,9	5,2	5,1	5,3
Santa Catarina	3,2	6,8	7,0	6,7
Pernambuco	2,3	3,9	3,5	4,3
Goiás	2,1	2,5	1,8	3,1
Pará	1,8	1,5	0,9	2,1
Ceará	1,6	1,8	1,3	2,3
Espírito Santo	1,6	2,0	1,6	2,4
Amazonas	1,3	2,5	2,9	2,1
Mato Grosso do Sul	1,0	2,1	1,9	2,4
Maranhão	0,9	1,1	0,6	1,6
Rio Grande do Norte	0,9	0,9	0,8	1,1
Mato Grosso	0,8	1,4	0,9	1,8
Alagoas	0,7	0,8	0,5	1,1
Sergipe	0,7	0,6	0,5	0,8
Paraíba	0,6	0,8	0,5	1,2
Rondônia	0,5	0,5	0,3	0,7
Piauí	0,4	0,5	0,3	0,7
Acre	0,1	0,1	0,1	0,2
Amapá	0,1	0,1	0,0	0,2
Roraima	0,1	0,1	0,0	0,2
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

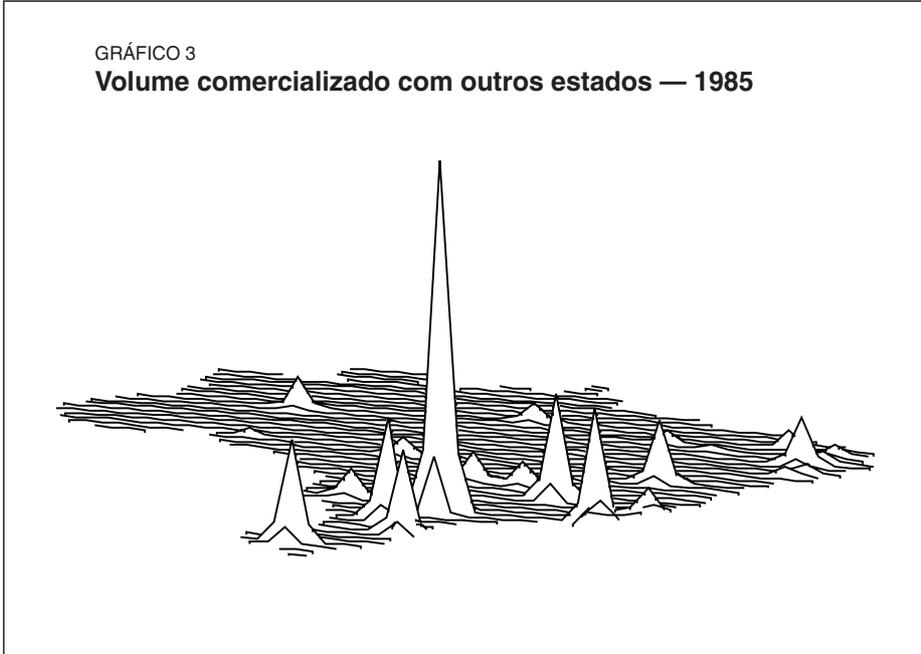
Com participações expressivas na indústria e na agropecuária do país (3,6% e 5,5% dos respectivos produtos setoriais nacionais), Santa Catarina produzia mais do que o seu consumo interno. Esse excedente explica ser o estado um grande exportador (7% do total das exportações interestaduais) e acumular superávit na balança. Com a renda gerada por essas exportações, o estado importa 6,7% do total das saídas de mercadorias dos outros estados, o que poderia ser interpretado como um indicador de pouca diversificação do seu parque industrial, que não atenderia proporcionalmente à demanda por produtos industrializados dos seus consumidores.

A concentração do comércio interestadual pode ser ressaltada pelo fato de São Paulo ter sido, em 1985, o principal mercado consumidor das exportações de 18 dos outros 25 estados brasileiros. Por outro lado, não é verificado um estado específico com o qual São Paulo tenha uma ligação comercial muito expressiva na balança. Um caso claro dessa relação unilateral é o Acre, que destinava 52,2% de suas exportações para São Paulo, ao passo que era o destino de apenas 0,1% das exportações desse último. Apesar de superavitário, o Amazonas também exibiu notável concentração nas suas relações de comércio doméstico. De fato, 69,5% das saídas de produtos do estado para outras UFs foram para São Paulo; das entradas de produtos oriundas de outras UFs, 65,8% foram de São Paulo. Sobre o Amazonas ainda se pode dizer que os outros cinco estados superavitários na balança consumiram nada menos que 82% de seus produtos destinados à exportação para outras UFs. A economia do Amazonas era basicamente industrial — o estado tem uma participação relativa no PIB industrial significativamente maior do que sua participação no PIB total do país. Ademais, sua produção era voltada principalmente para bens que atendem consumidores de maior renda, sendo natural que seus fluxos de comércio sejam orientados para os estados de maior renda.

Como mostra o Gráfico 3, o comércio interestadual brasileiro apresentou-se concentrado em 1985, com fluxos direcionados para poucos estados, basicamente os que acumulam superávit na Balança Comercial. Dentre os seis estados com maior volume de comércio interestadual (exportações mais importações), cinco apresentaram superávit. Dentre os outros 20 estados brasileiros, apenas um registrou superávit. Os seis maiores estados em volume de comércio interestadual movimentaram em torno de 69% do total do país, enquanto os 10 menores comercializaram 5,5%. Essa concentração do comércio apresentou estreita relação não só com a atividade econômica, como também com a infra-estrutura de transporte.

GRÁFICO 3

Volume comercializado com outros estados — 1985



3.2 - Custos logísticos

Levando-se em consideração que a maior parcela das mercadorias transacionadas interestadualmente no Brasil é transportada por caminhão, pode-se considerar o custo logístico incorrido na movimentação pelo transporte rodoviário como uma aproximação razoável do custo logístico dessas transações comerciais.¹⁰ Apenas na região Norte o transporte fluvial de fluxos interestaduais é significativo, mas com custos logísticos totais equivalentes, tendo em vista a qualidade de serviço muito inferior. Já o transporte ferroviário tem participação desprezível nos fluxos de distância superior a 600 quilômetros [Castro (1993)], assim como no transporte interestadual. O transporte por cabotagem só tem alguma relevância nos fluxos de petróleo e seus derivados, minério de ferro e sal.

Dessa forma, o custo logístico de fluxos de comércio foi estimado tomando-se a opção modal rodoviária, segundo a metodologia sugerida por Baumol e Vinod (1970). Uma função de tarifa de transporte rodoviário de carga é estimada com

¹⁰ Estimativas de Castro (1993) mostram que a participação rodoviária é de 70% em volume no comércio inter-regional, sendo que o modal hidroviário responde por 27% e o ferroviário por apenas 3%. Em termos da participação em valor das transações comerciais, o percentual rodoviário é bem superior, tendo em vista que a hidrovia (cabotagem) serve basicamente a mercadorias de baixo valor específico (petróleo e seus derivados, minério de ferro e sal).

base nos preços de frete cobrados por caminhoneiros independentes durante 1994, variando de acordo com a distância. O resultado obtido (tarifa = 0,25 x distância^{0,73}) é estatisticamente robusto ($R^2 = 0,95$; $n = 39$).¹¹ Observe-se, contudo, que essas tarifas se encontram provavelmente abaixo dos custos marginais de longo prazo do setor. Os caminhoneiros costumam operar abaixo dos níveis que garantem o equilíbrio econômico-financeiro, mas obtendo tarifas acima desses níveis, de forma a cobrir os custos fixos e comuns, em períodos relativamente curtos de pico da demanda. Observe-se ainda que as tarifas de frete usadas na estimação não incluem os pedágios nas rodovias recém-concessionadas.¹²

Custos logísticos do comércio de bens levam necessariamente em consideração os custos de estoque, que incluem os custos financeiros dos estoques em trânsito e no destino. O último é estimado seguindo um modelo similar ao modelo de escolha ótima de transporte e de estoques sugerido por Baumol e Vinod. O modelo se propõe a explicar a escolha de transporte feita pelos embarcadores, assim como os volumes transportados, tamanho dos lotes de carga e dos estoques de segurança. A escolha ótima do modal resulta de um balanceamento entre as diferentes tarifas de frete e de atributos de rapidez, confiabilidade (variância do tempo de trânsito) e perdas em trânsito, que caracterizam os modos de transporte disponíveis para cada embarcador. O modelo considera que um serviço mais rápido e/ou mais confiável reduz os estoques em trânsito e de segurança necessários no destino, para um dado grau de probabilidade de desabastecimento. O modelo torna ainda possível uma comparação dos três componentes que determinam a seleção do modo de transporte, expressos pela função de custos logísticos totais:

$$\begin{aligned} \text{Custos logísticos} = & \text{custo direto de transporte} + \text{custo financeiro do} \\ & \text{estoque em trânsito} + \text{custo financeiro do estoque médio no} \\ & \text{destino e do estoque de segurança} \end{aligned} \quad (3)$$

onde:

Custo direto de transporte = (custo de transporte unitário) x (volume transportado por ano).

Custo financeiro do estoque em trânsito = (custo por unidade de tempo) x (tempo em trânsito) x (volume transportado).

11 Na etapa de revisão de uma primeira versão deste artigo, os autores testaram os resultados obtidos para a função de frete rodoviário, reestimando-a para uma base de dados de fretes agrícolas de média e longa distâncias (Sifreca), com 981 observações, coletadas entre agosto e outubro de 1997. Os resultados revelaram um valor do parâmetro da distância de transporte igual a 0,736 ($R^2 = 0,79$), confirmando os resultados da estimação anterior. Os autores agradecem a um dos pareceristas anônimos por suas observações acerca dessa estimação.

12 Para uma análise do impacto do pedagiamento nos custos de transporte rodoviário, ver Castro e Rodrigues (1999).

Baumol supõe que os custos de estoque podem ser estimados como uma função do desvio-padrão do tempo de trânsito. Nessa análise, o nível médio de estoques e o estoque de segurança para cada mercadoria são calculados como uma função linear do tempo de trânsito do modal. É ainda estabelecido que o desvio-padrão do tempo de trânsito também é proporcional ao tempo de trânsito. Os custos de estoques resultantes para cada modo é calculado e adicionado aos custos tarifários, perfazendo os custos logísticos totais, como mostra a Tabela 2.¹³ Nessa análise, tomam-se as distâncias rodoviárias entre as capitais dos estados como

TABELA 2

Exemplos dos custos logísticos médios de comércio entre estados por componente

Origem	Destino	Distância (km rodo)	Tarifa rodoviária (R\$/t)	Tempo de trânsito rodoviário (dias)	Valor unitário médio de mercadoria (R\$/t)	Custos do estoque em trânsito	Custo logístico (R\$/t)
RO	MT	1.456	35,0	3,6	572	6,7	49,1
PA	DF	2.120	31,6	5,3	40	0,7	56,5
MA	BA	1.599	34,1	4,0	483	6,2	51,6
CE	SP	3.127	28,5	7,8	2.084	52,1	126,3
PB	PE	120	68,6	0,3	693	0,7	7,5
AL	PI	1.236	36,6	3,1	253	2,5	40,2
SE	RO	4.314	26,1	10,8	1.281	44,2	138,0
BA	SE	356	51,2	0,9	399	1,1	16,3
MG	PE	2.061	31,9	5,2	71	1,2	55,9
ES	PR	1.300	36,1	3,3	94	1,0	40,1
RJ	SP	429	48,7	1,1	560	1,9	19,3
SP	SC	705	42,6	1,8	1.026	5,8	30,8
RS ^a	RR ^a	5.348	24,6	13,4	791	33,9	143,6
MT	PE	3.341	28,0	8,4	113	3,0	80,8
MS	DF	1.134	37,4	2,8	259	2,4	37,7
GO	SC	1.493	34,7	3,7	326	3,9	47,1
GO	RS	1.847	32,8	4,6	326	4,8	55,3
GO	MT	934	39,4	2,3	326	2,4	33,1
GO	MS	935	39,4	2,3	326	2,4	33,2
GO	DF	209	59,1	0,5	326	0,5	10,8
DF	RN	2.507	30,2	6,3	252	5,0	68,2

^a Distância intermodal rodoviária, via Belém e Manaus; e frete médio intermodal.

13 A taxa de juros utilizada é de 20% a.a.

representativa da média das distâncias dos respectivos fluxos de comércio entre as duas unidades. No caso das ligações de e para o Amazonas, Roraima, Acre, Rondônia, Pará e Amapá, consideram-se também as distâncias percorridas no modal hidroviário, nas opções de roteamento intermodal que oferecem menores distâncias. O valor unitário médio das mercadorias transacionadas entre estados é estimado pelo valor médio das mercadorias exportadas internacionalmente pelo respectivo estado exportador interestadual. A Tabela 2 apresenta alguns exemplos de custos logísticos de comércio entre origens e destinos selecionados.

4 - Especificação do modelo, estimação e resultados

4.1 - Especificação

O ponto de partida para a especificação do modelo de comércio inter-regional é o modelo de Hidalgo e Vergolino (mencionado na Seção 2 deste trabalho), que relaciona o volume de comércio entre regiões aos seus respectivos produtos (ou renda) e a uma *proxy* dos custos de comércio. Quer dizer: comércio_{OD} = função (PIB do estado de origem_O, PIB do estado de destino_D, custo logístico de comércio_{OD}). Essa especificação básica será gradualmente aperfeiçoada e expandida, por meio dos seguintes procedimentos:

a) incorporação da estimação aperfeiçoada dos custos logísticos de comércio interestadual, conforme definidos na Subseção 3.2;

b) abertura da produção regional por grandes setores (agricultura, indústria e serviços);

c) flexibilização da forma funcional do modelo, por meio da incorporação de termos quadráticos e cruzados das variáveis explicativas; e

d) adoção de transformação “log-centrada” para a forma funcional a ser estimada.

A cada passo, a capacidade explicativa e preditiva do modelo é ressaltada. A forma funcional multiplicativa mais simples desse modelo é dada por:

$$\text{Comércio}_{OD} = a \cdot P_O^{b1} \cdot P_D^{b2} \cdot CL_{OD}^{b3} \cdot E \quad (4)$$

sendo:

P_O = PIB do estado de origem O ;

P_D = PIB do estado de destino D ;

CL_{OD} = custo logístico de comércio entre a origem O e o destino D ;

E = parte não determinada do modelo; e

a, b_1, b_2 e b_3 = parâmetros a serem estimados.

Esse modelo log-linear é essencialmente equivalente aos modelos tipo *market-share*, freqüentemente utilizados na área de *marketing*. Nessa, um modelo comumente utilizado para estimar o *market-share* de determinado setor é o MCI [Cooper (1993)], composto de duas equações. A primeira diz que a atração A_i , exercida pelo setor i , é função de variáveis, tais como volume de produção, preços, gastos em propaganda etc. Assim, tem-se essencialmente um modelo gravitacional como foi exposto:

$$A_i = \exp(\alpha_i) \prod_k x_k^{\beta_k} \cdot \xi_i \quad (5)$$

onde:

A_i = atração do setor i ;

x_k = o valor da k -ésima variável explicativa;

k = número de variáveis explicativas;

α_i e β_k = parâmetros; e

ξ_i = erro.

A segunda equação do modelo de *market-share* nos diz que a participação de mercado do setor i é igual à razão entre a atração exercida por este e o somatório das atrações exercidas pelos demais setores:

$$S_i = A_i / \sum_{j=1}^m A_j \quad (6)$$

onde:

S_i = *market-share* i ; e

m = número de setores.

A justificativa para essa equação é a seguinte. Segundo Kotler (1984), é razoável supor que o *market-share* do setor i é proporcional ao seu “esforço” de mercado, pois quanto maior esse esforço maior tenderá a ser sua parcela de mercado. A partir dessa formulação, pode-se listar quatro axiomas [Cooper (1993)]:

- A_i maior ou igual a 0 para todo i e $\sum A_i > 0$.

- se $A_i = 0, S_i = 0$;
- se $A_i = A_j, S_i = S_j$; e
- mudanças em A_i causam mudanças em S_i independentemente de j .

Com esses quatro axiomas, a definição de S_i e aplicando logaritmos, encontra-se uma expressão algébrica para S_i que, no entanto, é não-linear:

$$\log S_i = \alpha_i + \sum_{k=1}^{k=1} k\beta_k \log x_k + \log \xi_i - \log \left[\sum_{j=1}^{j=1} m(\alpha_j \prod_{k=1}^{k=1} kx_k \beta_k \cdot \xi_i) \right] \quad (7)$$

- A transformação “log-centrada” consiste em tornar linear nos parâmetros a especificação (7). Assim, somando em i e dividindo por m , teremos:

$$\log S' = a + \sum_{k=1}^{k=1} k\beta_k \log x'_k + \log \xi' - \log \left[\sum_{j=1}^{j=1} m(\alpha_j \prod_{k=1}^{k=1} kx_k \beta_k \cdot \xi_i) \right] \quad (8)$$

onde:

S', x'_k e ξ' = respectivas médias geométricas; e

a = média aritmética de α_i .

Tomando (1) – (2), obtém-se:

$$\log(S_i / S') = \alpha_i^* + \sum_{k=1}^{k=1} k\beta_k \log(x_{ki} / x'_k) + \xi_i^* \quad (9)$$

onde $\alpha_i^* = (\alpha_i - a)$ e $\xi_i^* = \log(\xi_i / \xi')$.

O modelo é facilmente estendido para o caso de regiões, em vez de setores, com múltiplas origens e destinos e com participações mútuas em seus mercados, ou seja, $A_{OD} / \sum^O \sum^D A_{OD}$; $\sum^O S_{OD} = 1$; e $\sum^D S_{OD} = 1$. No caso em que se impõe a condição de que $\alpha_O = \alpha_D = \alpha$, obtém-se uma especificação sem intercepto em (9).

Esse modelo, além de impor a restrição de que a soma das participações é igual à unidade, possui a vantagem de normalizar as variáveis do modelo, fazendo com que os parâmetros estimados nas formas funcionais flexíveis permaneçam na mesma faixa de grandeza do modelo log-linear simples. Cooper (1993) destaca ainda que o modelo que incorpora a restrição de somatório de *market-*

share não tem sido usado mais extensamente por ser considerado intrinsecamente não-linear. A transformação log-centrada revela, entretanto, a possibilidade de estimação linear desse modelo [Nakanishi (1972) e Nakanishi e Cooper (1974)].

Já o procedimento de flexibilização da forma funcional do modelo, pela incorporação de termos quadráticos e cruzados das variáveis explicativas, visa essencialmente acomodar as não-linearidades dos efeitos de cada variável (termo quadrático) bem como as interações das variáveis. Por exemplo, o termo quadrático do custo logístico permite verificar se esse efeito sobre o comércio é relativamente constante ou se decresce (ou aumenta) para transações com custos maiores. Os termos cruzados permitem aferir, por exemplo, se há maior (ou menor) impacto relativo sobre o volume de comércio para uma dada variação do produto agrícola de um estado de origem, em relação a estados com produtos industriais diferentes. A equação a seguir apresenta a especificação completa do modelo a estimar.

Comércio interestadual entre o estado *O* de origem e o estado *D* de destino, C_{OD} = função de termos lineares:

$$PAO, PAD, PIO, PID, PSO, PSD, CL$$

termos quadráticos:

$$PAO * PAO, PAD * PAD, PIO * PIO, PID * PID, PSO * PSO, \\ PSD * PSD, CL * CL$$

e termos cruzados:

$$PAO * PAD, PAO * CL, PAD * CL, PIO * PID, PIO * CL, PID * CL, PAO * PIO, \\ PAO * PID, PAD * PIO, PAD * PID, PSO * PSD, PSO * CL, PSD * CL, \\ PAO * PSO, PAO * PSD, PAD * PSO, PAD * PSD, PIO * PSO, \\ PID * PSO, PIO * PSD, PID * PSD \quad (10)$$

A notação usada tem a seguinte composição:¹⁴

¹⁴ Todas as variáveis na forma logarítmica.

P = produto;

A, I, S = agrícola, industrial ou de serviços;¹⁵

CL = custos logísticos de comércio entre estados;¹⁶ e

O e D = origem ou destino.

4.2 - Distribuição do erro e estimação

O ponto de partida para a estimação das especificações detalhadas na Subseção 4.1 é o método de mínimos quadrados ordinários (MQO), em que os erros ξ_{OD} são as variáveis independentes, supostas normalmente distribuídas com uma média zero e variância δ^2 idêntica entre as observações. Flowerdew e Aitkin (1982) observam que as hipóteses usuais de estimação do modelo de log-normal, no contexto de modelos gravitacionais, ocasionam alguns problemas. Primeiro, o uso da transformação logarítmica afeta a natureza das estimativas produzidas. A regressão produz estimativas dos logaritmos dos fluxos de comércio $\ln(C_{OD})$, não dos fluxos C_{OD} propriamente ditos [Haworth e Vincent (1979)]. Os antilogaritmos dessas estimativas são estimadores viesados dos C_{OD} . Um dos efeitos disso é subestimar os maiores fluxos e o fluxo total.

O segundo problema se relaciona à hipótese de que os erros são normalmente distribuídos, o que acarreta que os valores possíveis dos C_{OD} sejam distribuídos log-normalmente em torno da estimativa. Na realidade, esses valores devem ser necessariamente números inteiros não-negativos. Mais ainda, o modelo do log-normal admite que as variâncias dos ξ_{OD} são idênticas, acarretando que o valor esperado da diferença entre a estimativa do $\ln C_{OD}$ e do $\ln C_{OD}$ observado é o mesmo para todos os pares de origem e destino. Isso significa que um fluxo observado de 2 em relação a uma estimativa de 1 possui exatamente a mesma probabilidade que um fluxo observado de 200 em relação a uma estimativa de 100. A quarta dificuldade ressaltada pelos autores vem da aplicação da transformação logarítmica quando alguns fluxos são nulos. O logaritmo de zero não pode ser calculado e, numa primeira aproximação, um pequeno número positivo (às vezes 0,5) é habitualmente adicionado a todas as observações. Quando há muitos fluxos nulos, a escolha desse número pode ter um impacto considerável nos coeficientes do modelo. Esse problema, entretanto, tende a ser de menor importância no caso em tela de fluxos de comércio.

Flowerdew e Aitkin, em seu artigo, trabalham na estimativa de fluxos migratórios.¹⁷ Nesse caso, o primeiro problema descrito antes pode ser superado reco-

¹⁵ $PAD*PIO$ = termo cruzado $\ln(\text{PIB agrícola do estado de destino}) \times \ln(\text{PIB industrial do estado de origem})$.

¹⁶ $PIO*CL$ = termo cruzado $\ln(\text{PIB industrial do estado de origem}) \times \ln(\text{custo logístico})$.

¹⁷ Ver também De (1995/1996) para uma aplicação mais elaborada do modelo tipo Poisson para a análise de fluxos migratórios.

nhecendo que o número de pessoas que se mudam entre uma origem e um destino deve ser um inteiro não-negativo. Em consequência disso, cada fluxo deveria ser considerado como sendo oriundo de uma distribuição discreta de probabilidade. No caso, para uma pequena probabilidade constante de que qualquer indivíduo do lugar O se mude para o lugar D , e se os movimentos dos indivíduos fossem independentes e a população de O suficientemente grande, então o número de indivíduos se mudando de O para D seguiria uma distribuição de Poisson com uma média λ_{OD} . A natureza da dependência da migração em relação ao tamanho das populações e ao custo ou desutilidade (d) da migração para os indivíduos pode então ser investigada derivando a relação entre λ_{OD} e P_O , P_D e CL_{OD} . Teremos o parâmetro λ_{OD} ligado logaritmicamente à combinação linear das variáveis independentes.

$$\lambda_{OD} = \exp(\beta_0 + \beta_1 \ln P_O + \beta_2 \ln P_D + \beta_3 \ln CL_{OD}) \quad (11)$$

Como λ_{OD} é o parâmetro da distribuição de Poisson, as diferenças entre λ_{OD} e o fluxo observado são explicadas como resultados da realização do processo de Poisson. Ademais, ao contrário do caso de log-normal, as observações não terão uma variância constante (sua variância é igual à média no caso de uma distribuição de Poisson). λ_{OD} , porém, é desconhecido, mas pode ser estimado pelos valores aproximados usando o método de regressão. A função estimada por regressão é então utilizada para produzir os valores aproximados de λ_{OD} nos quais os pesos são obtidos pela segunda iteração. Esse processo é repetido até que os parâmetros de estimação converjam. Esse procedimento é descrito por Nelder e Wedderburn (1972), que mostram ser equivalente à estimação de máxima verossimilhança para variáveis Poisson-distribuídas.

O modelo tipo Poisson discutido pode ser estimado pelo procedimento Genmod, do *software* SAS.¹⁸ Esse procedimento ajusta um modelo linear generalizado aos dados, por máxima verossimilhança, permitindo a especificação de várias funções de probabilidade alternativas.¹⁹

Dois medidas de ajuste do modelo são fornecidas: o desvio e a estatística chi-quadrado (χ^2) de Pearson. O desvio é definido como duas vezes a diferença entre o máximo atingível da função de verossimilhança e o valor desta para os valores estimados dos parâmetros. Para Poisson, sua fórmula é:

$$2\left\{\sum\sum C_{OD} \ln(C_{OD} / \hat{C}_{OD}) - \sum\sum (C_{OD} - \hat{C}_{OD})\right\} \quad (12)$$

¹⁸ Disponível a partir da versão 6.09. Outros *softwares*, tais como o General Linear Interactive Modeling (Glim), também permitem a estimação desse modelo [Baker e Nelder (1978)].

¹⁹ As mais usuais são as distribuições normal, logística, Poisson e gamma.

A estatística χ^2 de Pearson é calculada como sendo uma comparação entre os fluxos estimados, C_{OD} , e observados, \hat{C}_{OD} .

$$\chi^2 = \sum_{O=1}^n \sum_{D=1}^n (C_{OD} - \hat{C}_{OD})^2 / \hat{C}_{OD} \quad (13)$$

$$O=1 \quad D=1 \quad D \neq 0$$

No caso em análise, é ainda especificado um modelo alternativo para tratar a heterogeneidade da variância do erro, seguindo procedimento descrito em Aitkin (1987). Neste, o modelo básico segue uma regressão generalizada normal, onde $\ln(C_{OD}) = \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x'_k + \xi_{OD}$, e a variância do erro é modelada, tal que $\text{var}(\xi_{OD}) = \sum_{k=1}^K \beta_k \ln z'_k$, onde as variáveis z podem conter todas ou parte das variáveis x . Aitkin mostrou que estimativas de máxima verossimilhança podem ser obtidas por iterações sucessivas entre esses dois modelos generalizados. O primeiro modelo com distribuição normal para o erro e o segundo, com variância gamma, sendo a variável dependente o logaritmo do quadrado dos erros do primeiro modelo [SAS Technical Report (1993, p. 243)].

4.3 - Resultados

Apresentam-se, inicialmente, os resultados das estimações para a especificação mais simples do modelo de comércio interestadual. Os métodos de estimação são: a) MQO; b) máxima verossimilhança com distribuição de Poisson para o erro (Poisson); e c) máxima verossimilhança com variância do erro heterogênea (Vhetero), conforme definido na Subseção 4.2. Em cada caso, são reveladas as estatísticas de ajustamento e a capacidade preditiva do modelo, incluindo as estatísticas χ^2 de Pearson, soma dos erros absolutos, soma dos valores previstos e observações com os maiores e menores erros cometidos. Ressalte-se que o modelo mais simples estimado é dado por:

$$\begin{aligned} \log(S_{OD}/S') &= \alpha + \beta_1 \ln(PTO/PT') + \beta_2 \ln(PTD/PT') + \\ &+ \beta_3 \ln(CL_{OD}/CL') + \xi_{OD} \end{aligned} \quad (14)$$

onde:

S_{OD}, S' = participação relativa (*market-share*) do comércio entre o estado de origem O e o de destino D no comércio interestadual total e média geométrica das participações relativas estaduais, respectivamente;

$PTO/D, PTO'/D', PT'$ = PIB total do estado de origem/destino e média geométrica dos PIBs estaduais, respectivamente;

CL_{OD}, CL' = custo logístico de comércio entre o estado de origem e o de destino e média geométrica do custo logístico de comércio entre os estados brasileiros, respectivamente; e

α, β_k = parâmetros a estimar.

Observe-se que, em relação ao modelo (14), reduziu-se o número de interceptos a um, o que significaria dizer que o modelo teoricamente teria intercepto nulo. Nas estimações, no entanto, optou-se por não se omitir o termo constante, deixando que a estimação revelasse sua proximidade de zero.

A estimação por MQO apresenta um alto poder de explicação do modelo de cerca de 75% da variância do logaritmo do comércio interestadual. As três variáveis explicativas são altamente significativas, tendo magnitudes próximas da unidade, o que vem a ser um resultado freqüente nas aplicações de modelos gravitacionais, nas mais diversas circunstâncias de interações espaciais [Flowerdew e Aitkin (1982) e De (1995/1996)]. No modelo Poisson, há uma redução significativa na magnitude dos parâmetros das variáveis PTO/D e, principalmente, CL . Os critérios fornecidos de medida de ajustamento mostram que a proporção da variância explicada pelo modelo se situa um pouco acima de 80%, muito embora essa medida não seja comparável ao coeficiente de determinação do modelo MQO.²⁰ No modelo Poisson a média e a variância de cada observação são iguais, e só há um parâmetro para cada observação. No caso em tela, o desvio não explicado pelo modelo de 6030,5 é 9,5 vezes maior do que o número de graus de liberdade, 634, indicando um excesso de dispersão em relação àquela esperada de dados gerados de fato por uma distribuição Poisson.

No entanto, conforme ressaltam Flowerdew e Aitkin (1982), uma forma mais apropriada de comparar os modelos log-normal e Poisson é por meio da estatística χ^2 . Nesse caso, a superioridade do modelo Poisson é incontestável — 365 milhões ante 1 bilhão do modelo log-normal (Tabela 3). Essa melhora também é notável no valor total dos fluxos estimados: precisa no modelo Poisson, e superestimada em 39% no modelo log-normal. Porém, mesmo no modelo Poisson, a soma dos erros absolutos revela ainda um somatório de erros, em valor absoluto, de cerca de 56% do valor total do comércio.

²⁰ O desvio do modelo nulo, supondo que a média dos fluxos seja usada como estimativa dos C_{OD} , é de 36.585.

TABELA 3

Estimações utilizando PIB total de origem e destino

Variável	MQO	Estatística t	Poisson	χ^2	Vhetero	χ^2
Intercepto	-0,07	-1,2	1,14	2.612,0	-0,09	2,4
<i>PTO</i>	1,35	32,1	0,96	11.445,1	1,36	1.275,3
<i>PTD</i>	0,92	22,1	0,74	6.634,1	0,96	654,9
<i>CL</i>	-1,17	-11,1	-0,53	690,3	-0,63	39,8

Indicadores de ajustamento para o exercício de regressão

Variável	MQO	Poisson	Vhetero
R^2	0,75	-	-
Desvio nulo	-	36.585	-
Desvio/graus de liberdade	-	57,4	-
Desvio do modelo	-	6.030,5	-
χ^2	1.017×10^6	365×10^6	1.011×10^6
Soma dos erros	412×10^6	241×10^6	274×10^6
Número de observações	638	638	638

No caso do modelo com variância heterogênea, Vhetero, os resultados para os parâmetros estimados são semelhantes ao caso log-normal para as variáveis de produto e semelhantes ao caso Poisson para a variável custo logístico. No modelo Vhetero, adota-se a distribuição Poisson para o modelo de variância do erro, pois esta apresentou resultados de ajustamento superiores à distribuição gamma, em todos os casos analisados. O modelo, no entanto, apresenta qualidades preditivas inferiores, sendo a estatística χ^2 próxima do caso log-normal, cerca de três vezes superior ao modelo Poisson.

Um exame gráfico mais detalhado dos erros nos modelos Poisson e Vhetero, contudo, revela que esses modelos são relativamente precisos para a grande maioria das observações (ver Gráficos A1 a A4, no Anexo). Grandes erros de subestimação, porém, ocorrem em seis fluxos relativamente maiores, todos envolvendo o Estado de São Paulo, quatro como origem (SP para RJ; MG; PR) e dois como destino (RJ; DF para SP). Antes de introduzir *dummies*, porém, verifica-se se a ampliação e flexibilização do modelo podem melhorar essas deficiências.

Amplia-se, assim, o leque de variáveis explicativas, detalhando-se o PIB estadual nos setores agrícola, industrial e de serviços. Os resultados apresentados na Tabela 4 revelam uma melhora sensível nas estatísticas de qualidade de ajustamento dos modelos. Com efeito, os impactos dos três setores no comércio interestadual são de fato diferenciados, como mostram os valores absolutos dos parâmetros e suas respectivas significâncias estatísticas. Em termos absolutos, se destacam os valores dos coeficientes do PIB industrial, especialmente o de estado de origem. Sendo o comércio, no caso em análise, mensurado em valor (e não em volume), esse resultado é compreensível. Nesse sentido, o produto agrícola parece ter impacto menor sobre o comércio, mas ainda positivo; surpreende, porém, a significância estatística relativamente baixa, em particular do PIB agrícola de origem.

TABELA 4

Estimações utilizando os PIBs setoriais de origem e destino

Variável	MQO	Estatística t	Poisson	χ^2	Vhetero	χ^2
Intercepto	-0,07	-1,36	1,11	2.334,9	0,00	0,0
PAO	0,16	1,97	0,07	23,2	0,07	1,3
PAD	0,10	1,25	0,14	98,7	0,06	1,1
PIO	0,86	8,18	0,90	785,0	0,90	106,0
PID	0,54	5,15	0,35	216,3	0,51	37,0
PSO	0,34	3,27	-0,12	13,6	0,26	11,9
PSD	0,27	4,00	0,25	112,2	0,29	16,9
CL	-1,26	-12,95	-0,61	962,8	-0,99	143,8

Indicadores de ajustamento para o exercício de regressão

Variável	MQO	Poisson	Vhetero
R^2	0,79	-	-
Desvio nulo	-	36.585	-
Desvio/graus de liberdade	-	57,4	-
Desvio do modelo	-	4.450,6	-
χ^2	910×10^6	263×10^6	702×10^6
Soma dos erros	553×10^6	208×10^6	316×10^6
Número de observações	638	638	638

O caso de serviços, no entanto, apresenta um conflito nos resultados, tendo o modelo Poisson indicado um coeficiente negativo para o PIB de serviços do estado de origem, embora com menor significância estatística. Esse resultado poderia ser explicado pelo lado dessa variável como *proxy* da renda estadual: quanto maior a renda, maior consumo de bens produzidos localmente e maior a importação de produtos, e menor a quantidade de bens disponíveis para exportação.

O modelo com o PIB aberto por setor é agora estimado com uma especificação funcional flexível, agregando os termos quadráticos e cruzados (Tabela 5).

TABELA 5

Estimações utilizando formas flexíveis (termos quadráticos e cruzados) para a especificação do modelo com PIBs setoriais e custos logísticos

Variável	MQO	Estatística t	Poisson	χ^2	Vhetero	χ^2
Intercepto	-0,13	-0,9	0,75	178,3	0,26	7,5
PAO	-0,68	-3,3	-0,75	63,4	-0,78	33,2
PAD	-0,19	-0,9	-0,18	5,6	-0,21	2,8
CL	-1,30	-11,1	-1,62	788,7	-1,28	267,4
PAO*PAO	0,39	2,5	0,03	0,6	0,28	15,9
PAD*PAD	0,22	1,5	-0,10	6,9	-0,30	22,3
PAO*PAD	0,02	0,2	-0,15	23,1	0,14	12,7
PAO*CL	-0,22	-1,4	-0,48	167,0	0,37	46,2
PAD*CL	-0,33	-2,3	-0,48	183,6	-0,54	58,2
CL*CL	0,44	4,1	-0,09	8,2	0,30	29,8
PIO	0,99	6,7	0,72	105,2	0,76	67,1
PID	0,75	5,0	0,36	30,3	0,47	26,3
PIO*PIO	0,69	3,1	1,03	126,4	0,76	28,7
PID*PID	0,36	1,7	0,41	40,0	-0,07	0,3
PIO*PID	0,47	2,4	0,67	37,3	0,34	10,7
PIO*CL	0,20	1,0	0,60	91,1	0,37	11,2
PID*CL	0,42	2,3	0,42	61,2	0,60	41,3
PAO*PIO	-0,56	-2,5	-0,71	68,8	-0,63	18,9
PAO*PID	0,06	0,4	0,08	3,6	0,17	11,6
PAD*PIO	-0,27	-1,8	-0,16	7,7	-0,06	0,5
PAD*PID	-0,09	-0,4	-0,08	1,4	0,40	11,3
PSO	0,81	3,4	1,24	125,9	1,21	69,2
PSD	0,23	1,0	0,63	51,7	0,67	30,3

(continua)

(continuação)

Variável	MQO	Estatística t	Poisson	χ^2	Vhetero	χ^2
PSO*PSO	-0,98	-4,2	-0,53	31,5	-0,87	41,7
PSD*PSD	-0,58	-2,5	-0,28	14,6	-0,10	0,9
PSO*PSD	0,48	2,8	0,84	39,3	0,49	21,7
PSO*CL	0,32	1,7	0,04	0,5	0,26	5,6
PSD*CL	0,07	0,4	0,07	1,5	0,00	0,0
PAO*PSO	0,30	1,4	0,95	127,5	0,58	20,7
PAO*PSD	-0,20	-1,6	-0,11	6,4	-0,20	21,0
PAD*PSO	0,17	1,3	0,23	13,3	0,13	2,6
PAD*PSD	-0,06	-0,3	0,21	11,7	-0,01	0,0
PIO*PSO	0,00	0,0	-0,97	46,5	-0,28	1,9
PID*PSO	-0,26	-3,4	-0,91	56,1	-0,57	27,7
PIO*PSD	-0,57	-1,6	-0,56	22,2	-0,24	5,4
PID*PSD	0,10	0,3	-0,28	8,0	0,03	0,0

Indicadores de ajustamento para o exercício de regressão

Variável	MQO	Poisson	Vhetero
R^2	0,84	-	-
Desvio nulo	-	36.585	-
Desvio/graus de liberdade	-	57,4	-
Desvio do modelo	-	1.879,7	-
χ^2	219×10^6	110×10^6	221×10^6
Soma dos erros	176×10^6	119×10^6	123×10^6
Número de observações	637	638	638

Os ganhos na qualidade do ajustamento dos modelos são ainda mais expressivos. O modelo Poisson, que apresenta os melhores resultados, revela uma estatística (χ^2) de 110 milhões (ante 365, no primeiro caso) e um somatório dos erros absolutos de magnitude semelhante, representando um desvio total de 28% sobre o valor total do comércio. As vantagens desse modelo sobre o modelo log-normal ($\chi^2 = 219E6$) e sobre o modelo Vhetero ($\chi^2 = 221E6$) são notáveis. O valor da razão desvio/graus de liberdade é 3,1, ante 9,5 do modelo mais simples, o que representa uma melhora significativa, embora ainda longe do ideal teórico desse tipo de distribuição.

Em relação aos parâmetros estimados, encontra-se de novo um valor negativo para o do termo linear do PIB agrícola de origem. Esse fato é compensado, no entanto, pelos valores positivos e significativos (exceto no modelo Poisson) dos parâmetros do termo quadrático e de alguns termos cruzados envolvendo o PIB agrícola. Uma possível explicação para esse resultado pode ser o fato de estados com produções agrícolas relativamente menores destinarem essa produção preponderantemente para seus próprios mercados, reduzindo suas exportações. Da mesma forma, um setor industrial relativamente maior, num estado, tende a consumir mais das mercadorias agrícolas produzidas no próprio estado, explicando o sinal negativo do parâmetro do termo $PAO*PIO$, ou seja, a interação positiva dos setores agrícola e industrial, num mesmo estado, atua no sentido de reduzir as exportações interestaduais desse estado. O termo negativo do PIB agrícola de destino pode-se explicar pela concorrência no setor entre os estados de origem e de destino.

No caso dos parâmetros dos termos envolvendo o PIB industrial, predominam os sinais positivos tanto nos termos lineares e quadráticos como nos cruzados. Pelos resultados dos termos que indicam as interações dos estados de origem e de destino, as relações de complementaridade parecem predominar sobre as de concorrência nesse setor, dadas a magnitude e a significância estatística dos parâmetros dos termos PID , $PID*PID$ e $PIO*PID$. Já nas relações da indústria com os serviços predominam os parâmetros com sinais negativos, embora com menor significância estatística, que, no caso do mesmo estado ($PIO*PSO$), pode estar revelando a complementaridade entre esses setores, o que reduz a disponibilidade de bens para exportação para outros estados. Os parâmetros lineares do PIB de serviços, por sua vez, são positivos tanto para a origem como para o destino dos fluxos, mas os termos quadráticos negativos atenuam ou até podem inverter o sinal do impacto dos serviços no comércio nos estados em que esse setor é relativamente maior.

Conforme esperado, o parâmetro do termo linear do custo logístico de comércio entre estados é negativo em todos os modelos, situando-se entre $-1,28$ e $-1,62$. Já o parâmetro do termo quadrático é positivo e significativo nos modelos MQO e Vhetero, mas negativo (embora pouco significativo) no modelo Poisson. Já os parâmetros dos termos de interação com a produção são positivos para indústria e serviços e, sistematicamente, negativos e significativos para a produção agrícola — o que indica um maior efeito marginal dos custos logísticos de comércio para esse setor.

Em relação à magnitude dos erros, há redução expressiva dos maiores valores que passam a se situar entre 2 e 3E6 no Poisson (ante 10 /15E6 na especificação mais simples), e entre 4 e 8E6 nos dois outros modelos (ver Gráficos A4 a A8, no Anexo). Fica também mais difuso o padrão dos maiores erros e de subestimação dos valores de comércio para SP. No caso de a especificação do modelo incorporar duas *dummies* para esse estado, uma quando SP é origem e outra quando é

destino dos fluxos, os parâmetros resultantes são positivos e significativos para as especificações mais simples; mas negativos e pouco significativos para a especificação flexível completa, mostrando que o “efeito SP” pode ser convenientemente tratado pelos termos quadráticos e cruzados das variáveis relevantes.

Uma análise mais detalhada dos maiores erros cometidos pelas estimações, classificadas pela magnitude da estatística χ^2 , revela um padrão sistemático de subestimação das relações de comércio entre estados vizinhos (apenas cinco entre os 47 maiores erros são positivos) e, particularmente, entre aqueles que mantêm uma relação de certa dependência comercial, em função da própria estrutura de produção, transporte e distribuição. Nesses casos, os custos logísticos de comércio entre estados, determinados fundamentalmente pelas distâncias de transporte entre suas capitais, seriam insuficientes para captar esses efeitos. A Tabela 6

TABELA 6

Indicadores de ajustamento para as previsões de comércio em 1985, de acordo com o modelo Poisson

Indicadores	Somatório
Comércio (Cr\$*10E6)	429.667.986
Estimativa para o comércio (Cr\$*10E6)	429.667.986
Estatística χ^2	110.597.257
Valor absoluto dos erros	119.357.054

Maiores e menores erros de previsão ordenados segundo a estatística χ^2 — 1985

Menores erros de previsão

UF de origem	UF de destino	Comércio (Cr\$*10E9)	Estimativa de comércio (Cr\$*10E9)	Erro (Cr\$*10E9)	χ^2
AC	AL	142	143	-1	0
RR	AL	36	37	-1	0
MS	SC	283.313	283.426	-113	0
AP	RO	200	189	11	1
RO	MT	29.102	28.954	148	1
RR	CE	162	145	17	2
DF	AC	890	937	-47	2
AC	AP	36	27	9	3
AP	MG	2.722	2.809	-87	3

(continua)

(continuação)

Maiores erros de previsão

UF de origem	UF de destino	Comércio (Cr\$*10E9)	Estimativa de comércio (Cr\$*10E9)	Erro (Cr\$*10E9)	χ^2
SC	RJ	3.421.739	1.888.649	1.533.090	1.244.469
ES	SP	1.746.256	4.003.109	-2.256.853	1.272.357
RS	PR	5.037.322	3.054.898	1.982.424	1.286.460
MS	MT	1.481.900	516.882	965.018	1.801.687
PI	MA	417.354	54.489	362.865	2.416.490
MT	PR	1.287.491	202.111	1.085.380	5.828.720
ES	AP	130.652	2.647	128.005	6.190.310
MS	PR	2.794.768	636.969	2.157.799	7.309.767
AM	RR	613.425	20.751	592.674	16.927.220

apresenta os indicadores de ajustamento, incluindo os maiores e menores erros cometidos para o caso do modelo Poisson.

Por exemplo, o maior erro de subestimação, medido pelo χ^2 , foi do comércio entre Amazonas e Roraima. Sabe-se, no entanto, que pela situação geográfica de Roraima, o Amazonas se apresenta como um “estado-entrepósito” na distribuição de bens para o primeiro, inclusive de outros estados. Outros exemplos semelhantes de destaque na Tabela 6 seriam MS-MT, PI-MA, PA-AP, PA-MA, RS-SC, SC-RS, AM-AC, MA-PA, MG-RJ, PI-PE, SP-MS, RJ-ES, PR-MS, RR-AM, PR-SC etc. No mesmo sentido, essas interações não capturadas se estendem para as relações entre estados não-vizinhos, mas numa mesma cadeia de produção-distribuição, tais como a dos fluxos agrícolas de MT para PR (quarto maior erro), e ainda RS-PR, RN-BA, CE-MA, RS-RJ, AC-PA, PR-MT etc.

Essa análise sugere um aperfeiçoamento da especificação do modelo no sentido de desenvolver alguma variável capaz de capturar essas relações de vizinhança, ligação comercial, ou de configuração da malha de transporte e distribuição. Dessa forma, adicionou-se ao modelo uma variável *VIZ* definida como 0, se os estados não possuem fronteiras entre si; e 1, se possuem. Esse último valor, entretanto, pode variar de 1 a 4, dependendo do número e extensão das fronteiras com os estados vizinhos. Assim, por exemplo, a variável *VIZ* para fluxos com os estados de origem RR e RS, que só possuem fronteiras com AM e SC (destinos), respectivamente, é definida como 4. No caso de Santa Catarina, que faz fronteira com dois estados (PR e RS), *VIZ* é 2 em cada situação. Nos casos especiais de estados com cinco ou mais fronteiras, *VIZ* é dividida proporcionalmente às extensões de fronteira.²¹

21 Foram testadas diversas especificações para *VIZ*; os resultados pouco se alteram.

Os resultados, embora no sentido esperado, são decepcionantes. O parâmetro de *VIZ* é positivo, mas pouco significativo. Os indicadores de ajustamento do modelo quase não se alteram. Nos erros maiores, porém, algumas superestimativas se ampliam, como no caso do comércio BA-MG, que tem seu erro de superestimativa de comércio ainda maior, para o caso do modelo com a variável *VIZ*. Esses resultados parecem mostrar que os determinantes não-explicados do comércio inter-regional são mais complexos do que a simples vizinhança. Provavelmente, uma combinação de uma estrutura produtiva mais detalhada, com suas respectivas relações de complementaridade ou concorrência entre os estados vizinhos, poderia adicionar poder de explicação ao modelo. Esse tipo de desenvolvimento, porém, talvez não fosse adequado ao tratamento por um modelo econômico simples, sugerindo uma metodologia mais complexa, tal como um modelo multirregional de insumo-produto.²²

O modelo flexível, estimado com erro Poisson, foi ainda tratado no tocante ao problema de dispersão excessiva do erro, detectada pela razão desvio/graus de liberdade superior à unidade. O tratamento indicado é a ponderação da variância dos erros na estimação pela raiz quadrada dessa razão. A função de log-verossimilhança obtida não é uma função de verossimilhança legítima, mas apresenta a maioria das propriedades assintóticas destas [McCullagh e Nelder (1989)]. Entretanto, os parâmetros e propriedades de ajustamento do modelo resultante não mostraram mudanças expressivas.

5 - Previsões e avaliação do impacto do transporte no comércio interestadual

Visando avaliar a capacidade preditiva do modelo de comércio estimado para 1985, utilizam-se os resultados para prever a distribuição do comércio interestadual de 1980, a partir dos dados de PIB setorial e mantendo-se a mesma estrutura de custos logísticos de comércio. Note-se, inicialmente, que o modelo prevê a distribuição dos fluxos, ou seja, a matriz de *market-share* de comércio, a partir de um volume global de transação. Nesse sentido, vale ressaltar que a comparação dos totais de comércio nesses dois anos já nos permite antever algumas mudanças substanciais nos fluxos. De fato, o volume de comércio, em 1985, representava 30% do PIB total daquele ano, em comparação com 36%, em 1980, de acordo com os dados publicados e sintetizados na Tabela 7.²³

A Tabela 8 mostra os resultados do exercício de previsão do comércio interestadual de 1980 para o modelo Poisson estimado com dados de 1985, em termos dos indicadores de ajustamento e dos maiores erros relativos (ordenados pela

²² Para uma aplicação desse tipo de modelo ao caso brasileiro, ver Castro (1989).

²³ Para os dados de 1980, ver *Revista de Finanças Públicas* n. 314, da Secretaria de Economia e Finanças do Ministério da Fazenda.

TABELA 7

Comércio interestadual e PIB total e setorial nos anos de 1985 e 1980

	Total 1985 (Cr\$*10E6)	Total 1980 (Cr\$*10E6)	Média por UF 1985	Média por UF 1980
Comércio	429.667.986	4.311.991	673.461	6.888
PIB total	1.443.255.447	11.983.085	55.509.825	460.888
PIB agro	139.461.000	1.232.101	5.363.885	47.389
PIB indústria	573.719.106	4.902.244	22.066.119	188.548
PIB serviços	730.075.341	5.848.740	28.079.821	224.952
PIB comércio	29,8	36,0		

FONTES: Secretaria de Economia e Finanças do Ministério da Fazenda e Fundação IBGE.

TABELA 8

Indicadores de ajustamento para o exercício de previsão do comércio interestadual de 1980

Indicadores	Somatório
Comércio (Cr\$*10E6)	4.311.991
Estimativa para o comércio (Cr\$*10E6)	4.303.703
Estatística χ^2	48.522.647
Valor absoluto dos erros	2.505.407

Maiores e menores erros de previsão ordenados segundo a estatística χ^2 — 1980

Menores erros de previsão

UF de origem	UF de destino	Comércio (Cr\$*10E6)	Estimativa de comércio (Cr\$*10E6)	Erro (Cr\$*10E6)	χ^2
RO	DF	7	7	0	0
PB	MS	66	67	0	0
AC	SE	1	0	0	0
RR	DF	0	0	0	0
MS	AM	10	10	0	0
PI	MS	8	8	0	0
AC	PR	11	10	1	0
CE	MT	145	148	-3	0

(continua)

(continuação)

UF de origem	UF de destino	Comércio (Cr\$*10E6)	Estimativa de comércio (Cr\$*10E6)	Erro (Cr\$*10E6)	χ^2
RR	CE	1	1	0	0
RR	AL	0	0	0	0
AC	DF	1	1	0	0
RR	MT	1	1	0	0
PE	PI	2.847	2.816	31	0

Maiores erros de previsão

UF de origem	UF de destino	Comércio (Cr\$*10E6)	Estimativa de comércio (Cr\$*10E6)	Erro (Cr\$*10E6)	χ^2
AM	BA	583	5	578	71.398
PE	AM	1.552	29	1.522	78.799
SC	SP	61.381	187.066	-125.685	84.444
SP	PR	231.184	122.238	108.946	97.100
CE	AM	702	5	697	98.608
RO	AM	1.118	10	1.107	119.730
RJ	MG	99.316	31.691	67.625	144.307
PA	AM	1.815	21	1.794	151.561
AM	PR	954	4	950	233.555
AM	PE	1.000	3	997	381.122
AM	RO	1.259	3	1.256	507.938
AM	RS	1.750	6	1.744	527.578
AM	PA	1.999	7	1.992	572.394
RJ	SP	244.826	55.677	189.149	642.594
AM	AC	567	0	567	648.340
RJ	AM	6.168	56	6.112	662.147
AM	RR	901	1	900	1.006.025
SP	RJ	402.992	83.862	319.130	1.214.423
SP	AM	43.379	1.303	42.076	1.359.119
AM	RJ	9.628	14	9.614	6.558.510
AM	SP	68.318	146	68.171	31.796.783

estatística χ^2). Observa-se que os 10 maiores erros são responsáveis por quase 95% do somatório dos χ^2 dos erros das observações. Nestes, predominam os fluxos do AM, sendo que apenas o fluxo AM-SP responde por 65% do somatório de χ^2 .

Excluindo-se o efeito sobre o comércio interestadual gerado pela Zona Franca de Manaus, a Tabela 9 reinterpreta os resultados, e volta-se a observar o efeito vizinhança nos maiores erros, ou seja, a tendência do modelo a subestimar o comércio entre estados vizinhos. Quanto às medidas de ajuste, verifica-se que o somatório do χ^2 também apresenta um ajustamento bem razoável, sendo 34% do

TABELA 9

Indicadores de ajustamento para o exercício de previsão para 1980 (excluindo AM)

Indicadores	Somatório
Comércio (Cr\$*10E6)	4.160.159
Estimativa para o comércio (Cr\$*10E6)	4.146.992
Estatística χ^2	3.383.580
Valor absoluto dos erros	2.284.116

Maiores e menores erros de previsão ordenados segundo a estatística χ^2 , excluindo AM — 1980

Menores erros de previsão

UF de origem	UF de destino	Comércio (Cr\$*10E6)	Estimativa de comércio (Cr\$*10E6)	Erro (Cr\$*10E6)	χ^2
RR	DF	0	0	0	0
AC	SE	1	0	0	0
RO	DF	7	7	0	0
RR	CE	1	1	0	0
CE	MT	145	142	3	0
PI	MS	8	7	1	0
PB	MS	66	64	2	0
RR	AL	0	0	0	0
AC	PR	11	10	1	0
AC	DF	1	1	0	0
RR	MT	1	1	0	0
AC	MA	1	1	-1	0

(continua)

(continuação)

UF de origem	UF de destino	Comércio (Cr\$*10E6)	Estimativa de comércio (Cr\$*10E6)	Erro (Cr\$*10E6)	χ^2
SC	PI	686	701	-15	0
RR	PA	3	4	-1	0
SE	CE	309	321	-12	0
PR	PE	5.230	5.158	72	1
MA	PE	689	726	-36	2
RJ	PI	1.820	1.881	-61	2
PA	PB	608	646	-38	2

Maiores erros de previsão

UF de origem	UF de destino	Comércio (Cr\$*10E6)	Estimativa de comércio (Cr\$*10E6)	Erro (Cr\$*10E6)	χ^2
SC	RS	34.523	62.644	-28.121	12.624
SP	DF	38.780	22.049	16.731	12.695
MG	ES	9.393	30.004	-20.610	14.158
BA	MG	7.898	28.941	-21.044	15.301
MS	PR	10.580	3.315	7.265	15.925
MS	SP	29.198	14.137	15.060	16.044
MG	RJ	61.351	36.492	24.858	16.933
ES	MG	7.451	30.197	-22.746	17.133
RS	SC	38.672	76.103	-37.430	18.410
MG	SC	6.320	30.946	-24.626	19.597
GO	DF	7.266	1.534	5.732	21.409
SC	PR	26.666	66.199	-39.533	23.609
PI	MA	5.844	947	4.897	25.313
CE	MA	6.186	1.021	5.164	26.112
PE	SP	24.051	66.386	-42.335	26.998
RJ	DF	10.029	1.739	8.289	39.500
SP	RS	240.628	160.270	80.358	40.290
RJ	ES	22.561	4.666	17.895	68.640
AC	PA	592	5	587	69.080
SP	MG	300.357	183.818	116.538	73.884
SC	SP	61.381	180.361	-118.980	78.488
SP	PR	231.184	117.857	113.328	108.973
RJ	MG	99.316	30.555	68.761	154.741
RJ	SP	244.826	53.681	191.145	680.619
SP	RJ	402.992	80.856	322.136	1.283.407

valor previsto do comércio, se excluirmos os erros relativos aos fluxos SP-RJ e RJ-SP (responsáveis por 2/3 desse somatório).

A especificação do modelo na forma flexível permite um rico exame do comportamento das elasticidades do comércio interestadual em relação ao custo logístico. No caso do modelo com restrição de *share*, a elasticidade do comércio em relação ao custo logístico, E_{OD} , é dada por:

$$E_{OD} = \partial / \partial CL_{OD} \{ \alpha + \ln(C') + \ln(S') + \sum_{k=1}^{k=1} k\beta_k \ln(x_{ki} / x'_k) \} \quad (15)$$

onde C' , S' e x'_k são as respectivas médias geométricas das variáveis.

Tomando-se a derivada da expressão acima para a especificação completa do modelo, tem-se:

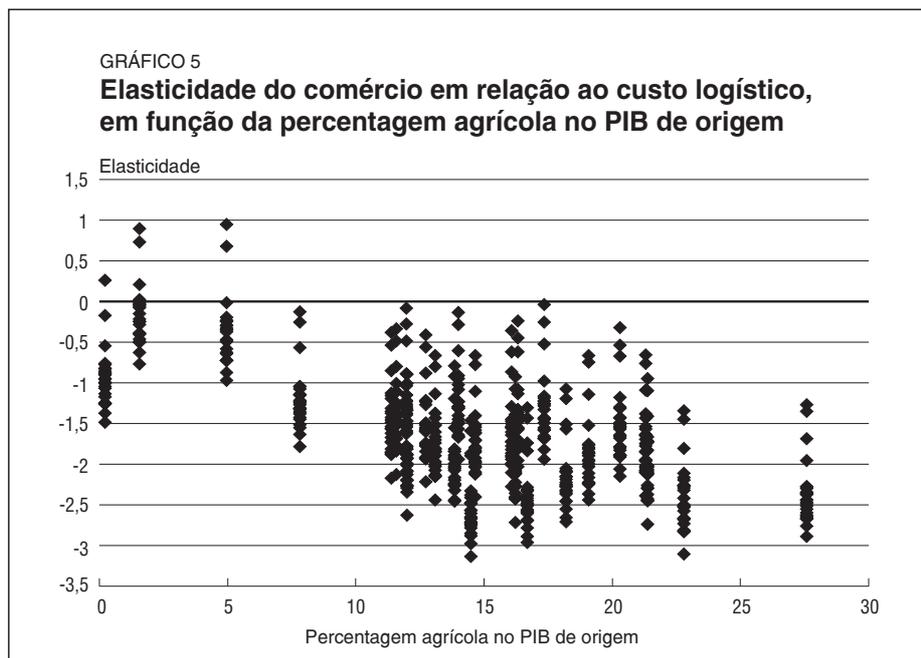
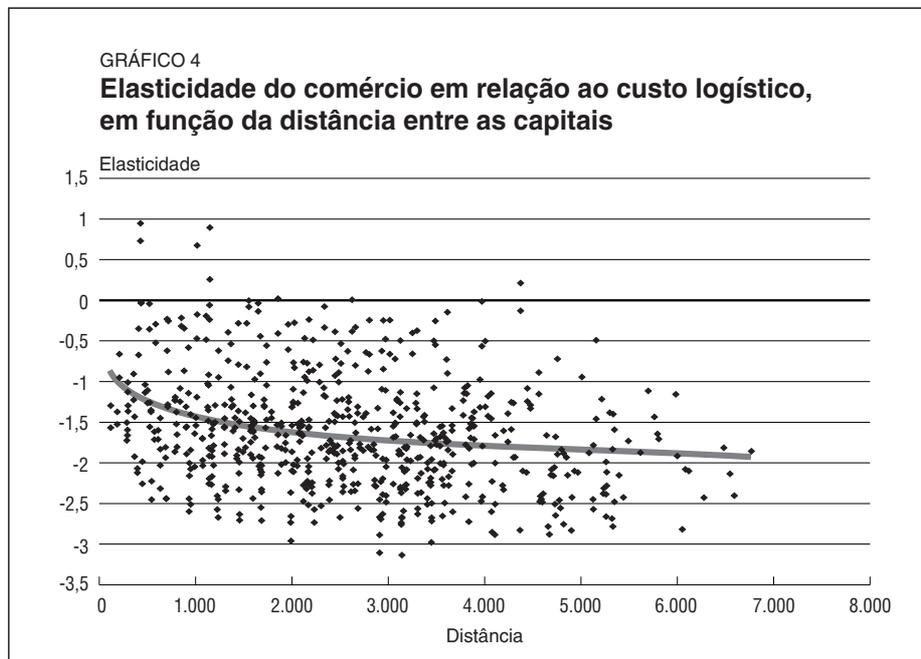
$$E_{OD} = \beta_4 + 2*\beta_6 CL + \beta_8 PAO + \beta_9 PAD + \beta_{10} PIO + \beta_{11} PID + \beta_{12} PSO + \beta_{13} PSD$$

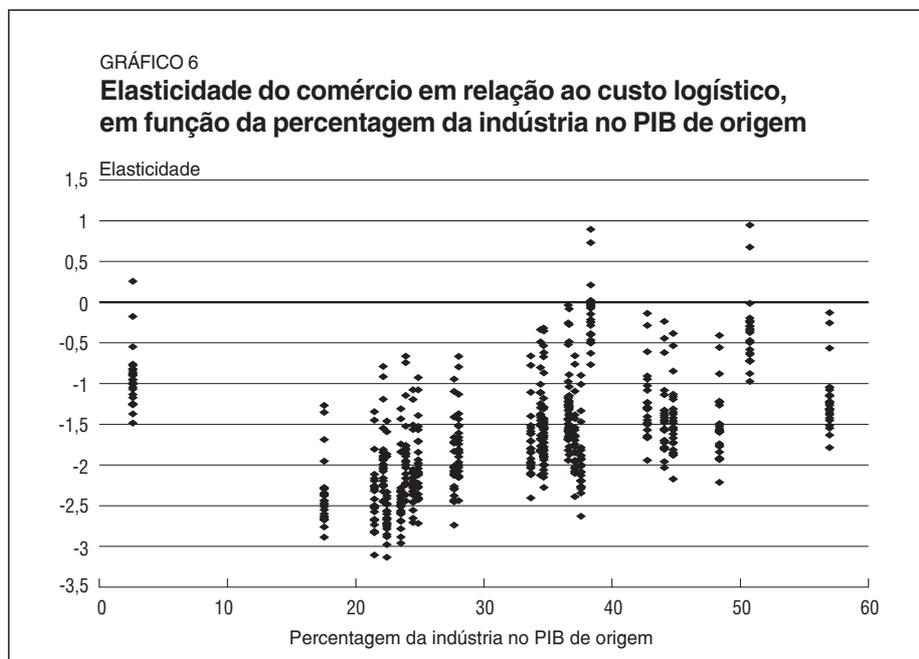
onde β_{k_s} são os parâmetros estimados para as variáveis especificadas acima, na forma logarítmica, sendo β_4 o parâmetro do termo linear do custo logístico, CL , β_6 o parâmetro do termo quadrático do custo logístico, e os demais os parâmetros dos termos cruzados entre custo logístico e as variáveis de produção setorial.

Observe-se, então, que o valor da elasticidade do comércio em relação ao custo logístico varia para cada fluxo de comércio, em função das características de produção da origem, do destino e da própria magnitude do custo logístico de comércio entre cada par de origem e de destino. Os resultados obtidos das elasticidades são apresentados graficamente para várias abscissas relevantes. Inicialmente, o Gráfico 4 apresenta a variação das elasticidades em função da distância entre os estados (capitais). Nota-se o valor negativo esperado em praticamente todas as observações, com a linha média de tendência variando de -1 a -2 , aumentando com a distância; ou seja, estados mais distantes entre si são mais sensíveis a variações nos custos logísticos.

A maior ou menor sensibilidade, para um mesmo custo logístico, é determinada pelos impactos diferenciados sobre a elasticidade por meio dos termos cruzados entre o custo logístico e as variáveis de produção. Assim, por exemplo, os estados com maior participação da agricultura no PIB são mais sensíveis nas suas exportações; ou seja, a elasticidade tende a ser maior em módulo (menor, em termos relativos) quanto maior for a participação do PIB agrícola no PIB do estado de origem (ver Gráfico 5).

O inverso ocorre com a participação da indústria no PIB de origem, como mostra o Gráfico 6. Quer dizer, quanto maior for essa participação, menor será o



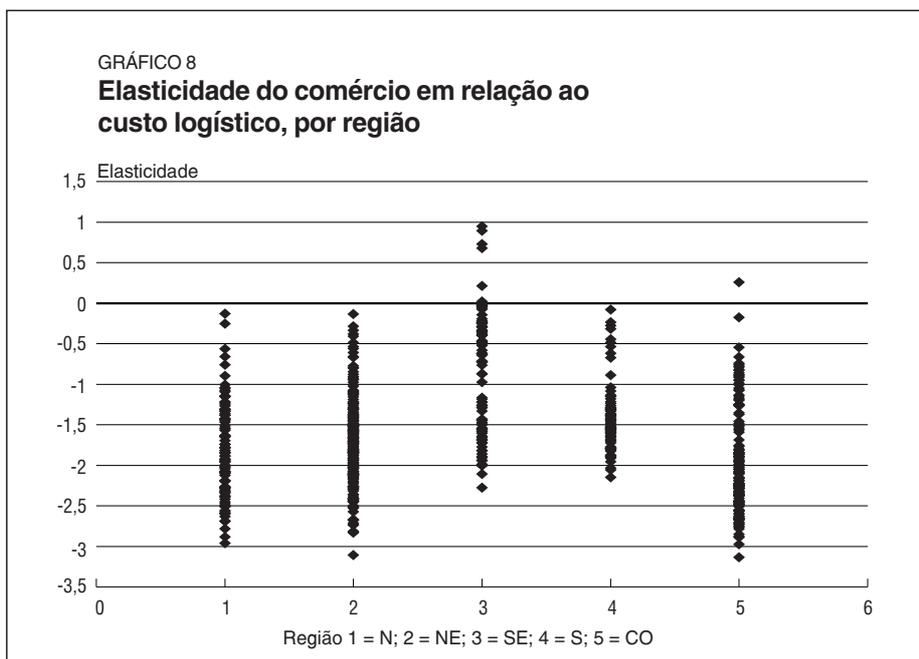
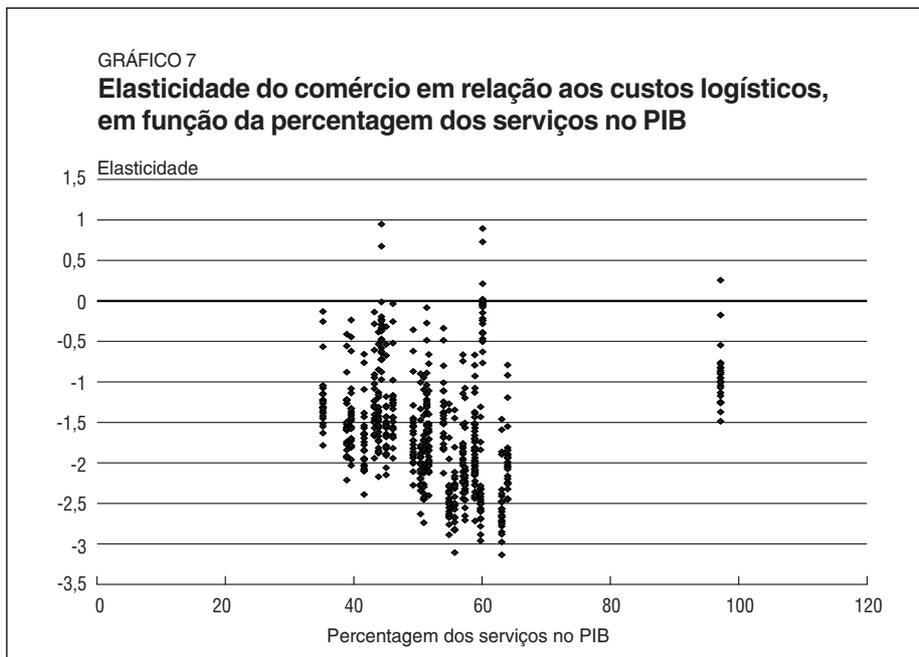


impacto marginal de variações do custo logístico no volume de comércio. Esse resultado é conforme o esperado: o impacto de variações no custo logístico é relativamente maior para fluxos entre estados mais distantes e mais agrícolas; também é ainda maior se o estado de destino for também mais agrícola (ver Gráfico 5).

No caso dos serviços, apresentado no Gráfico 7, o impacto do custo logístico é menos evidente, confundindo-se, provavelmente, com características regionais e de participação do setor industrial.

Finalmente, o Gráfico 8 mostra o impacto de variações do custo logístico no comércio, por meio da elasticidade desagregada por região. Observa-se claramente uma distribuição mais desfavorável às macrorregiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, em comparação com as macrorregiões Sul e Sudeste. Note-se ainda que essa última apresenta algumas observações em que a elasticidade é positiva: são destaques os valores observados para os fluxos entre RJ-SP, RJ-DF, SP-RJ e SP-DF.

Obviamente que o intervalo de confiança para essas elasticidades é suficientemente largo para incluir a possibilidade de o valor verdadeiro ainda ser negativo e próximo de zero. O importante, no caso, é ressaltar a maior inelasticidade ao custo logístico dos fluxos de comércio oriundos dos centros mais industrializados



e destinados a outros também industrializados ou notadamente de prestação de serviços e alta renda *per capita*.

A distribuição inter-regional desigual do impacto de variação no custo logístico do comércio pode também ser aquilatada por meio de uma simulação do impacto do programa de concessão de rodovias com implantação de pedágio. Segundo Castro e Rodrigues (1999), o aumento dos custos do transporte com uma implantação integral de pedagiamento nas rodovias troncais do país afeta mais do que proporcionalmente os fluxos de transporte de longa distância (Tabela 10). Por outro lado, é exatamente nesses fluxos que se concentra a maior parcela dos fluxos dos estados com perfil mais agrícola, também mais sensíveis aos custos logísticos do comércio.

A Tabela 11 mostra a variação percentual no valor dos fluxos de comércio entre os estados que sofreram os maiores e menores impactos, diante de uma implantação de 100% de pedagiamento nas rodovias troncais do país, a uma tarifa média equivalente a R\$ 3/100 km por eixo de veículo comercial de carga. O impacto nos fluxos de comércio é contrastado com a variação nos custos logísticos unitários de comércio, em função do pedágio. Observa-se, inicialmente, um efeito mais do que proporcional nos fluxos entre estados com maior participação agrícola na produção regional e mais distantes: o intervalo de variação observado [-36; -29%] é cerca de 100% maior do que os maiores aumentos percentuais do custo logístico (+18%). Entre eles destaca-se MT, com oito aparições entre os 10 fluxos que revelam os maiores impactos (seis como origem e duas como destino).

TABELA 10

Impacto de 100% de pedagiamento nos custos do transporte rodoviário — tarifa média R\$ 5/eixo/100 km

Distância (km)	Volume transportado (t/mês)	Distância percorrida (km/mês)	Custo sem pedágio (R\$/tkm)	Custo com pedágio (R\$/tkm)	Aumento nos custos (%)
50	1.621	3.242	0,152	0,189	24,4
100	1.283	5.133	0,089	0,112	26,3
500	481	9.625	0,039	0,051	32,1
1000	270	10.807	0,033	0,044	34,1
1500	188	11.268	0,030	0,041	35,0
2000	144	11.514	0,029	0,040	35,5
2500	117	11.667	0,029	0,039	35,8
3000	98	11.771	0,028	0,039	36,0

FONTE: Castro e Rodrigues (1999).

TABELA 11

Impacto do pedagiamento sobre fluxos de comércio — fluxos que sofreram maiores e menores impactos

Fluxos que sofreram maiores impactos

UF de origem	UF de destino	Estimativa de comércio (Cr\$*10E6)	Impacto no comércio (Cr\$*10E6)	Impacto (%)
MT	PI	15.253	-5.510	-36,1
MT	RR	2.739	-969	-35,4
MT	AL	15.104	-5.273	-34,9
MT	PB	15.477	-5.352	-34,6
AL	RR	237	-82	-34,5
AP	MT	169	-58	-34,2
AL	MT	6.754	-2.267	-33,6
AL	AC	677	-227	-33,5
MT	AC	12.852	-4.239	-33,0
MT	PA	30.863	-10.143	-32,9
PA	RR	1.599	-521	-32,6
AC	AL	142	-46	-32,5
AL	RO	2.514	-816	-32,5
MT	AP	1.239	-402	-32,5
MT	CE	30.671	-9.952	-32,4
MT	MA	22.284	-7.115	-31,9
AP	AC	37	-12	-31,5
PA	AC	4.019	-1.267	-31,5
PA	MT	26.415	-8.297	-31,4
RO	PI	2.385	-746	-31,3
AC	MT	1.613	-504	-31,3

Fluxos que sofreram menores impactos

UF de origem	UF de destino	Estimativa de comércio (Cr\$*10E6)	Impacto no comércio (Cr\$*10E6)	Impacto (%)
SP	SC	9.171.197	-80.987	-0,9
SP	MG	18.433.137	-150.200	-0,8
SP	RS	15.205.598	-90.009	-0,6
RJ	PE	1.626.744	-5.992	-0,4
RS	RJ	3.244.363	-11.671	-0,4
RJ	PR	3.434.742	-9.209	-0,3
RJ	RN	397.624	-242	-0,1

(continua)

(continuação)

UF de origem	UF de destino	Estimativa de comércio (Cr\$*10E6)	Impacto no comércio (Cr\$*10E6)	Impacto (%)
RJ	SE	230.825	862	0,4
RJ	SC	1.918.479	17.050	0,9
RJ	BA	3.260.097	33.984	1,0
RJ	ES	1.149.174	14.359	1,2
MG	RJ	4.067.194	58.567	1,4
RJ	RS	4.721.440	81.146	1,7
DF	SP	405.390	7.856	1,9
RJ	AM	677.970	15.856	2,3
RJ	MG	6.340.753	165.033	2,6
DF	RJ	40.115	2.580	6,4
SP	DF	4.917.897	355.781	7,2
RJ	DF	1.124.205	125.785	11,2
RJ	SP	13.531.327	1.560.115	11,5
SP	RJ	12.915.373	1.517.818	11,8

Esses maiores impactos são, em grande medida, explicados pelos efeitos cruzados negativos e significativos estatisticamente entre o custo logístico e o produto agrícola de origem e de destino. Ressalte-se ainda que os 50 fluxos que sofreram os maiores impactos são praticamente todos entre os estados das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste; há apenas duas aparições do ES, uma como origem e outra como destino, mas em fluxos com estados dessas outras regiões.

Do outro lado, há 14 fluxos, em 638, que apresentam variações positivas ante o aumento do custo logístico, o que já se antecipava pelo fato de algumas observações apresentarem elasticidades positivas, como já relatado. Nesses casos, há predomínio de fluxos entre estados mais industrializados (SP, RJ, MG) ou predominantemente de serviços (DF), ou ainda a Zona Franca de Manaus (AM).

O efeito global no volume de comércio é uma redução de 6%. Essa redução, no entanto, deve ser vista com cautela, pois o modelo em questão não visa precisamente mensurar esse tipo de efeito, mas sim a distribuição de um volume total de comércio interestadual predefinido. Um aumento nos custos logísticos do comércio pode ocasionar diversos efeitos de substituição, seja, por exemplo, pelo aumento do abastecimento pela produção intra-estadual, seja pelo comércio exterior; aspectos esses não considerados explicitamente na forma reduzida empregada neste estudo.

6 - Conclusões

Os resultados encontrados mostram que o modelo Poisson é mais apropriado do que o modelo de log-normal habitualmente empregado nas estimações de modelos de interação espacial, pois exibe um excelente poder explicativo das relações de comércio, revelando inclusive o comportamento espacial de suas elasticidades em relação a seus principais determinantes. Entretanto, o desempenho preditivo do modelo ainda é insuficiente para que este seja aceito como uma descrição adequada dos dados, quando avaliado em termos de previsões de fluxos específicos. Uma possível explicação seria a opção pela parcimônia no número de variáveis explicativas utilizadas neste estudo. Com efeito, como a análise dos erros indica, há efeitos de vizinhança entre estados que induzem relações de comércio não capturadas pelas variáveis empregadas.

Cabe ressaltar que ganhos substanciais de ajustamento do modelo foram obtidos a partir do emprego de uma especificação funcional flexível, acomodando as não-linearidades inerentes a esse tipo de relação. No caso específico do impacto dos custos logísticos no comércio, constatou-se que os efeitos sobre os estados são aparentemente muito diferenciados. Particularmente, fluxos entre estados com maior proporção de produção agrícola e mais afastados são mais afetados. Por outro lado, estados mais industrializados ou mais concentrados na produção de serviços são pouco ou não afetados; esse efeito fica ainda mais reduzido no caso do comércio entre estados mais próximos.

Desenvolvimentos desejáveis, a partir deste estudo, apontam no sentido da incorporação de funções de custo logístico mais elaboradas, especialmente no tocante aos custos de estoques de produtos determinados pelas características de transporte, que causam um forte impacto sobre as decisões de compra e venda de produtos. Ademais, deverão ser investigados fatores de vizinhança que possam ampliar o poder de determinação do modelo das relações de comércio entre estados fronteiriços.

Anexo
Gráficos dos erros dos modelos Poisson e Vhetero (valores de comércio, na ordenada, e do erro, na abscissa, em Cr\$*10E6)

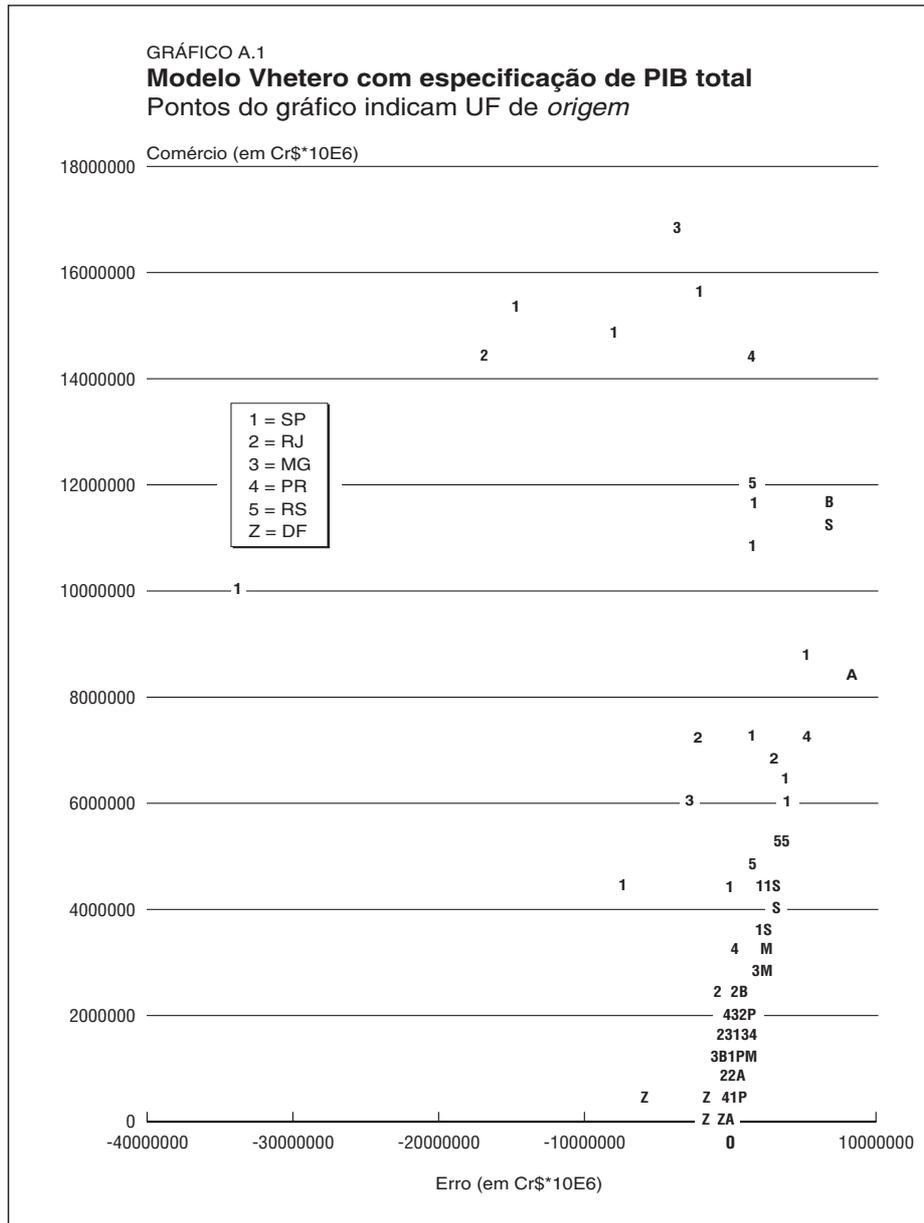


GRÁFICO A.2
Modelo Vhetero com especificação de PIB total
Pontos do gráfico indicam UF de *destino*

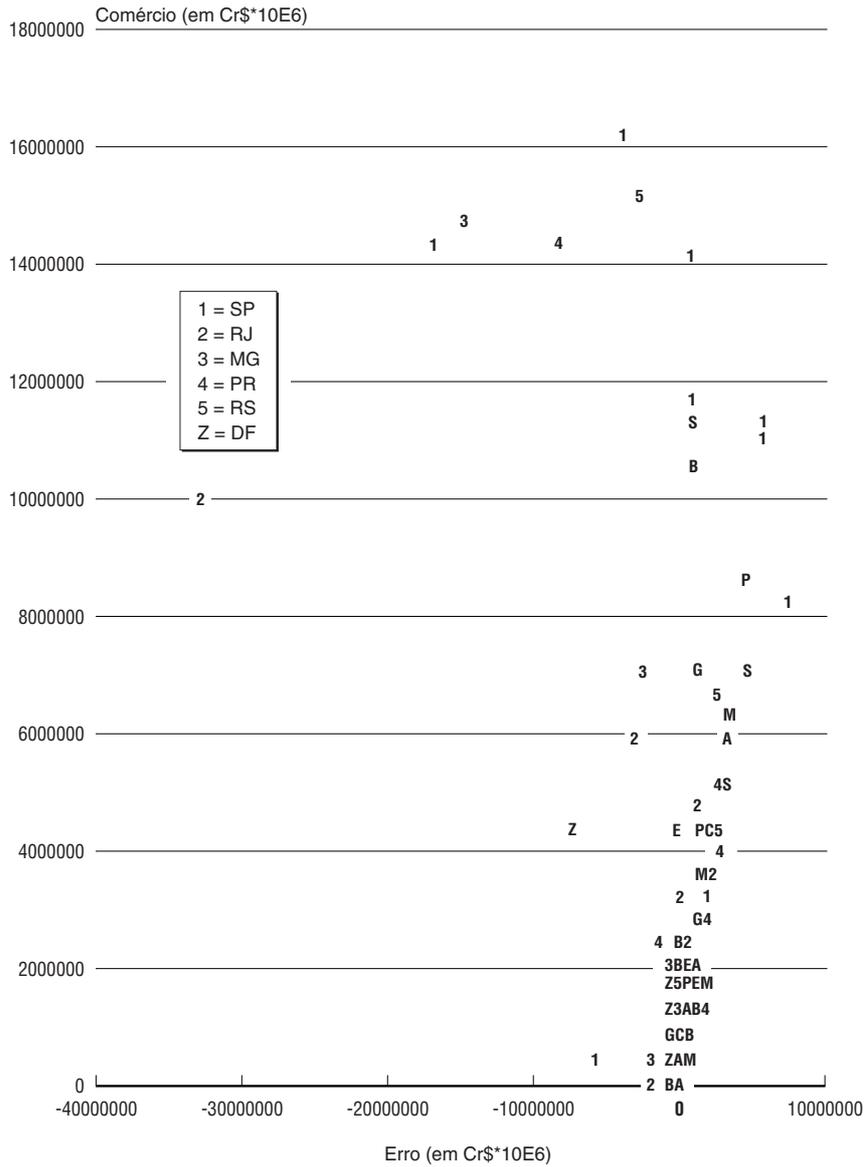


GRÁFICO A.4
Modelo Poisson com especificação de PIB total
 Pontos do gráfico indicam UF de *destino*

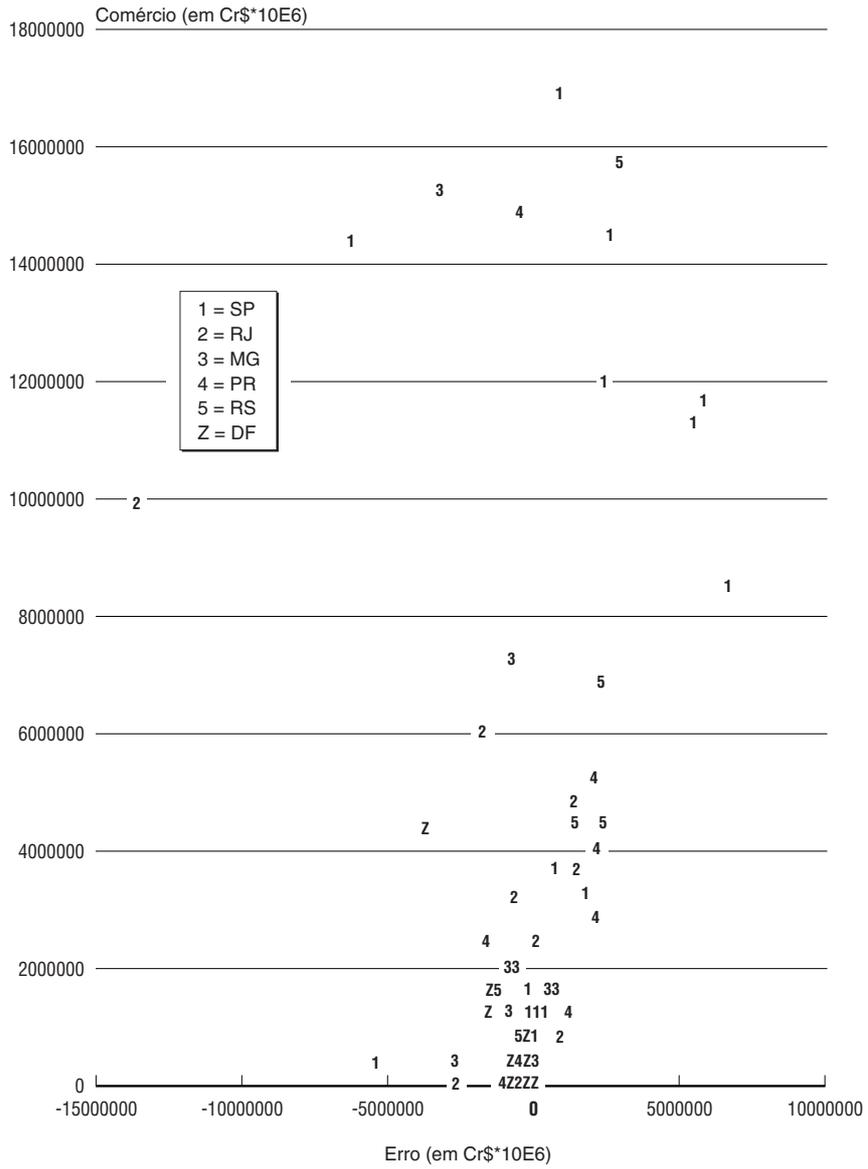


GRÁFICO A.5

**Modelo Vhetero para PIB setorial e forma flexível,
incluindo termos quadráticos e cruzados**
Pontos do gráfico indicam UF de *origem*

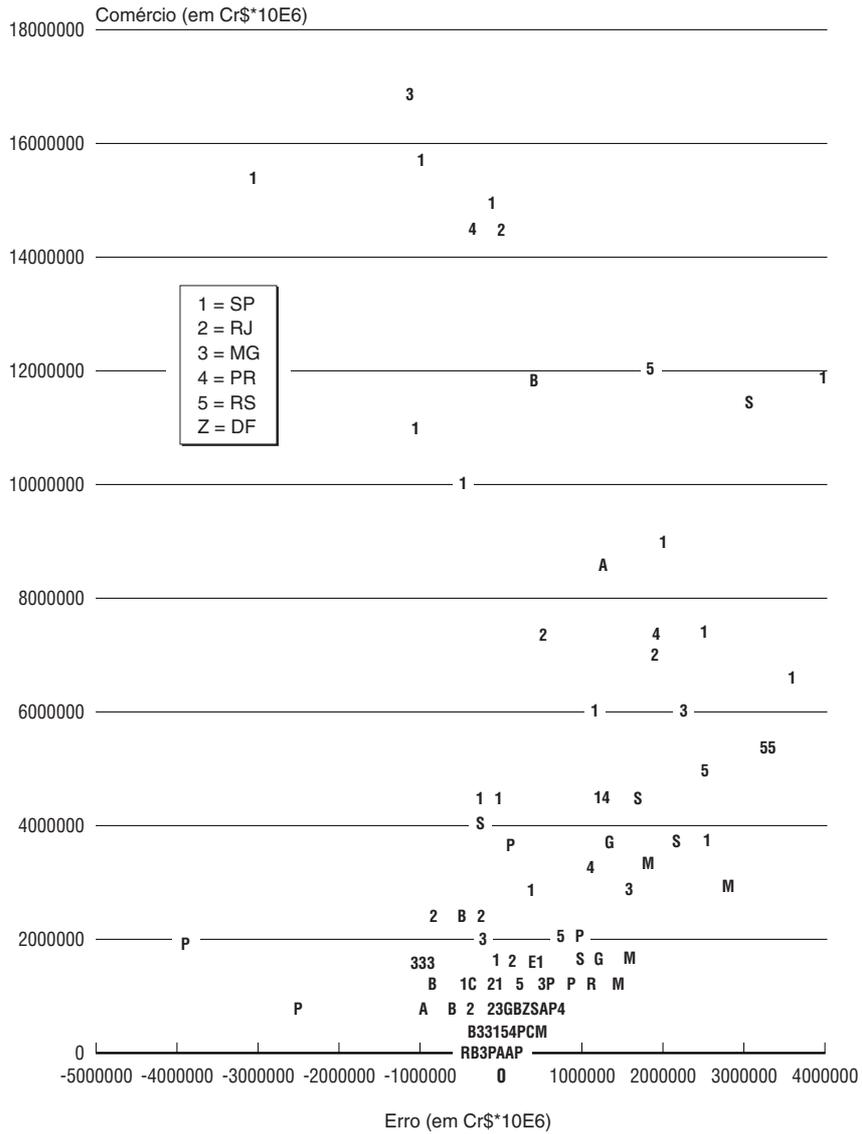


GRÁFICO A.6

**Modelo Vhetero para PIB setorial e forma flexível,
incluindo termos quadráticos e cruzados**
Pontos do gráfico indicam UF de destino

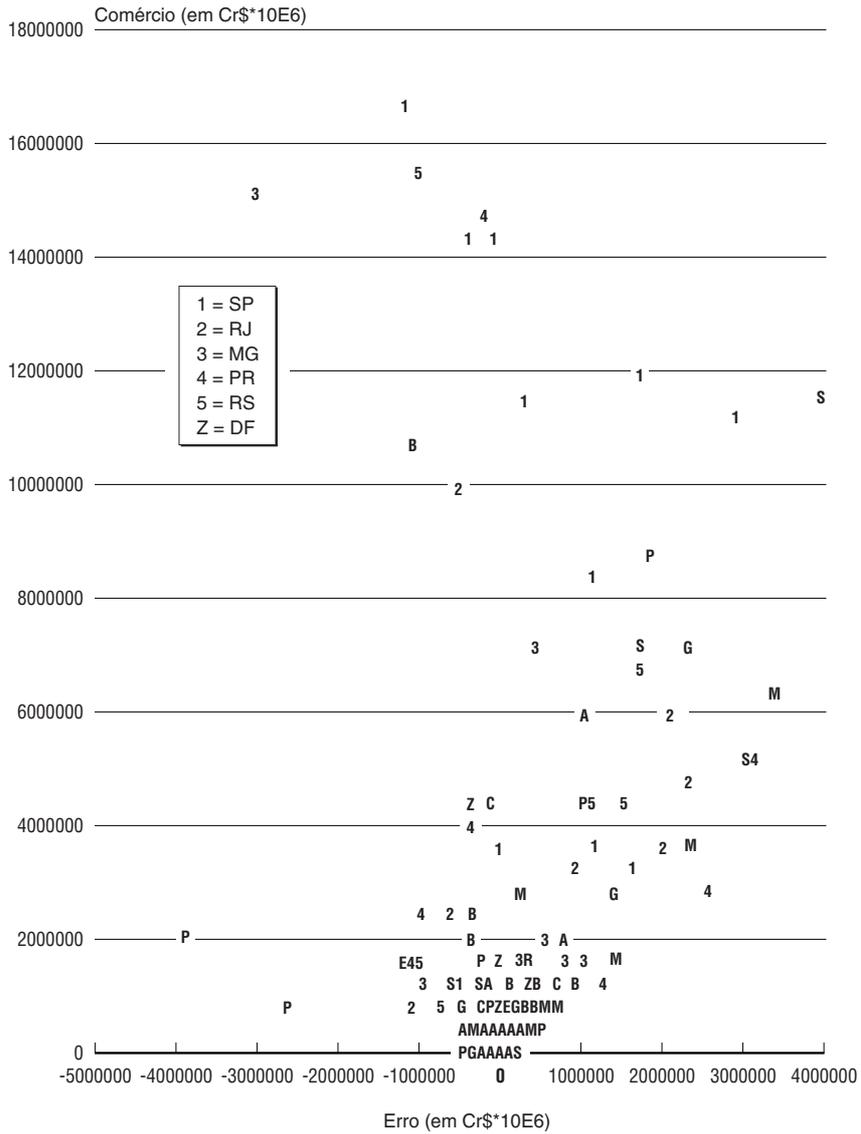


GRÁFICO A.7

**Modelo Poisson para PIB setorial e forma flexível,
incluindo termos quadráticos e cruzados**
Pontos do gráfico indicam UF de *origem*

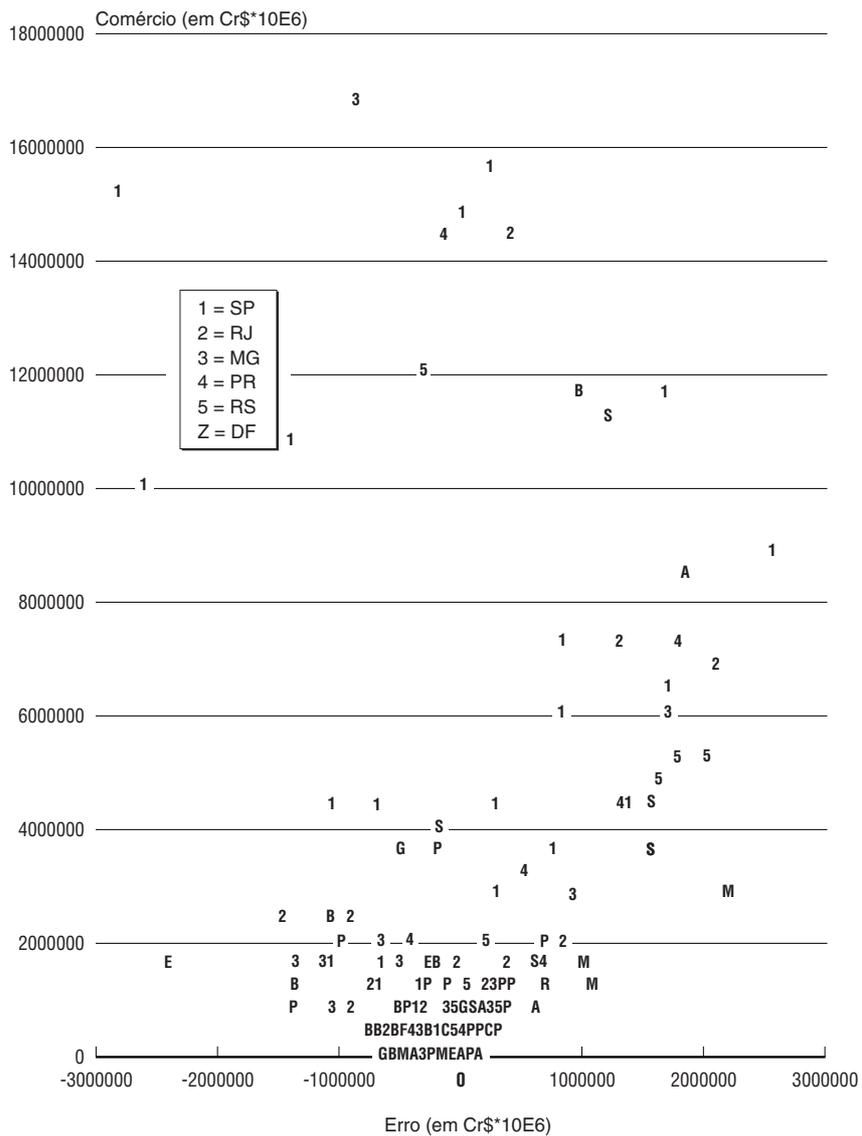
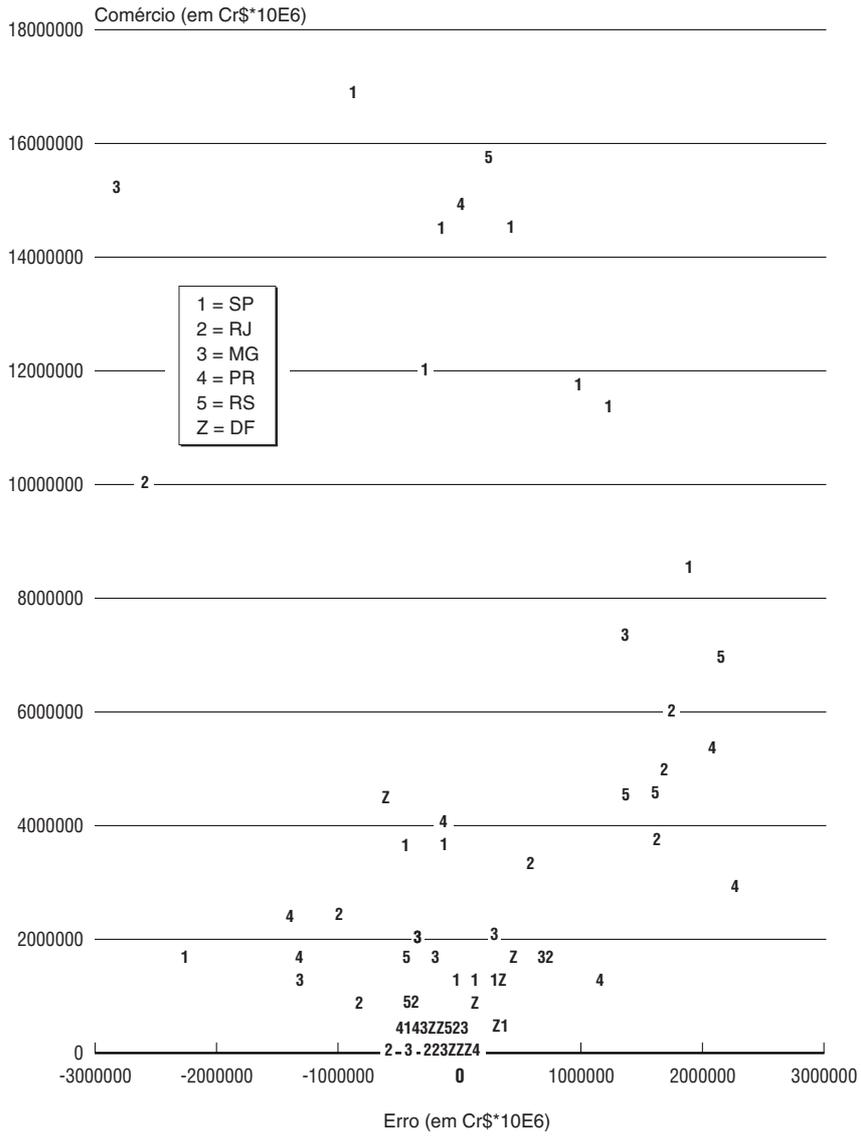


GRÁFICO A.8

**Modelo Poisson para PIB setorial e forma flexível,
incluindo termos quadráticos e cruzados**
Pontos do gráfico indicam UF de *destino*



Abstract

The objective of this paper is to provide a model of the Brazilian interstate commerce with emphasis on the derived demand for transportation and the impact of logistics cost on the spatial pattern of internal trade. The effects of transportation and logistics cost are assessed both in terms of the volume and the distribution of trade, according to the level of economic development and sectoral specialization of each state.

The estimation of the model tests alternative specifications for the functional form and the distribution of the error term. The results show that a model based on the Poisson distribution is more appropriate than the log-normal model usually employed in spatial interaction analysis. A flexible specification of the functional form also provides improvements in the statistical adjustment of the model. The selected specification and estimation process of the model exhibits interesting results with respect to the elasticities of commerce with respect to the production structure and transportation costs. It reveals that impact of a comprehensive toll road program is more intense on the trade of agricultural states and between more distant states.

Bibliografia

- AITKIN, M. Modelling variance heterogeneity in normal regression using GLIM. *Applied Statistics*, n. 36, p. 332-339, 1987.
- ANUÁRIO ESTATÍSTICO BRASILEIRO DE 1987. IBGE, 1987.
- BAKER, R., NELDER, J. *The GLIM system release 3: generalized linear interactive modelling*. Oxford: Numerical Algorithms Group, 1978.
- BALANÇA COMERCIAL INTERESTADUAL DE 1985. *Revista de Finanças Públicas*, Brasília: Secretaria de Economia e Finanças, Ministério da Fazenda, Ano 47, n. 369, p. 44-77, jan./mar. 1987.
- BAUMOL, W., VINOD, H. An inventory theoretic model of freight transport demand. *Management Science*, v. 16, n. 7, 1970.
- CASTRO, N. Perspectivas do desenvolvimento regional brasileiro. *Perspectivas da Economia Brasileira — 1989*, Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1989.
- . *The road transportation industry in Brazil: market structure, performance and government regulation*. Rio de Janeiro: IPEA/DIPES, set. 1990 (Texto para Discussão, 195).
- . Intermodalidade, intramodalidade e o transporte de longa distância no Brasil. *Planejamento e Políticas Públicas*, Rio de Janeiro: IPEA, dez. 1993.
- CASTRO, N., RODRIGUES, B. *O impacto do pedágio nos custos rodoviários*. 1999 (Nemesis Working Paper).
- COOPER, L. Market-share models. In: ELIASHBERG, J., LILIE, G. (eds.). *Handbooks in operations research and management science*, v. 5, North-Holland, 1993.

- DE, W. Spatial structure of internal migration in modern China: an analysis based on the 1990 population census. *Regional Development Studies*, New York, v. 2, p. 65-86, Winter 1995/1996.
- DINIZ, C. *A dinâmica regional recente da economia brasileira e suas perspectivas*. Rio de Janeiro: IPEA, jun. 1995 (Texto para Discussão, 375).
- DIXON, R., THIRWALL, A. P. A model of regional growth rate differences on kaldorian lines. *Oxford Economic Papers*, n. 27, p. 201-214, 1975.
- FLOWERDEW, R., AITKIN, M. A method of fitting the gravity model based on the Poisson distribution. *Journal of Regional Science*, New York, v. 22, p. 190-202, 1982.
- GRIFFITH, D., AMRHEIN, C., HURIOT, J. (eds.). *Econometric advances in spatial modelling and methodology*. Boston: Kluwer Academy Publications, 1998.
- HARKER, P. T. *Predicting intercity freight flows*. Utrecht: VNU Science Press, 1987.
- HAWORTH, J., VINCENT, P. The stochastic disturbance specification and the implications for log-linear regression. *Environment and Planning A*, n. 11, p. 781-790, 1979.
- HAYNES, K., FOTHERINGHAM, A. *Gravity and spatial interaction models*. Beverly Hills: Sage Publications, 1984.
- HIDALGO, A. B., VERGOLINO, J. R. *O Nordeste e o comércio inter-regional e internacional: um teste dos impactos através do modelo gravitacional*. Recife: UFPE, Pimes, jun. 1997 (Texto para Discussão, 388).
- ISARD, W., BRAMHALL, D. F. *Gravity, potential and spatial interaction models*. Methods of Regional Analysis. Cambridge: The MIT Press, 1960.
- KALDOR, N. The case for regional policies. *Scottish Journal of Political Economy*, v. XVII, n. 3, 1970.
- KOTLER, P. *Marketing management: analysis, planning and control*. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ., 1984.
- KRUGMAN, P. *Geography and trade*. Cambridge: The MIT Press, 1991.
- MCCULLAGH, P., NELDER, J. A. *Generalized linear models*. Londres: Chapman-Hall, 1989.
- MCFADDEN, D., WINSTON, C. *Joint estimation of discrete and continuous choice in freight transportation*. Presented at the Meeting of the Econometric Society, 1981.
- NAKANISHI, M. *Measurement of sales promotion effect at retail level — a new approach*. Proceedings Spring Conference, American Marketing Association, Chicago, 1972.

NAKANISHI, M., COOPER, L. Parameter estimation for a multiplicative competitive interaction model — least squares approach. *Journal of Marketing Research*, n. 11, p. 303-311, 1974.

NELDER, J., WEDDERBURN, R. Generalized linear models. *Journal of the Royal Statistical Society A*, n. 135, p. 370-384, 1972.

QUANDT, R., BAUMOL, W. The demand for abstract transport models: theory and measurement. *Journal of Regional Science*, Nova York, v. 6, p. 13-26, 1966.

SAS TECHNICAL REPORT. The genmod procedure. SAS Institute, p. 243, 1993.

SEN, A. Maximum likelihood estimation of gravity model parameters. *Journal of Regional Science*, New York, v. 26, n. 3, p. 461, 1986.

SEN, A., SMITH, T. *Gravity models of spatial interaction behaviour.* Berlim: Springer, 1995.

(Originais recebidos em outubro de 1999. Revistos em dezembro de 1999.)