

# Uma Análise para o Efeito-Fronteira no Brasil\*

Erik Figueiredo<sup>†</sup>, Luiz Renato Lima<sup>‡</sup>, Alexandre Loures<sup>§</sup>, Celina Oliveira<sup>¶</sup>

**Conteúdo:** 1. Introdução; 2. Equação Gravitacional Estrutural; 3. Modelo Econométrico; 4. Estratégia Empírica; 5. Considerações Finais.

**Palavras-chave:** Comércio Internacional, Efeito-Fronteira, Modelo Gravitacional Estrutural.

**Códigos JEL:** F1, C1.

Este artigo analisa o efeito fronteira para o comércio internacional brasileiro. Considera-se a equação gravitacional estrutural de Anderson e Wincoop (2003) e as recomendações de Baldwin e Taglioni (2006, 2011). A estratégia econométrica é robusta frente ao grande número de relações comerciais iguais a zero e as possíveis formas funcionais desconhecidas e heterocedásticas do termo de erro aleatório. Os resultados sugerem que o elevado efeito fronteira, largamente corroborado pela literatura nacional, é fruto da má especificação da equação gravitacional, em especial da não inclusão dos termos de resistência multilateral sugeridos por Anderson e Wincoop (2003).

*This paper studies the border effect in the Brazilian international trade. We consider a structural gravity model developed by Anderson e Wincoop (2003) and the empirical specifications proposed by Baldwin e Taglioni (2006, 2011). The econometric method utilized in this paper is robust against several identification problems such as a large number of trade observations equal to zero, heteroskedasticity and unknown specification of the error distribution. Our results suggest that the higher border effect in the Brazilian international trade, largely corroborated by the existing literature, is due to misspecification of the gravity equation, specially because of the exclusion of the Multilateral Resistance Term (MRT) suggested by Anderson e Wincoop (2003).*

\*Agradecemos ao Editor Ricardo Cavalcanti e a um parecerista anônimo, isentando-os de eventuais erros e/ou omissões cometidos ao longo do texto. Também somos gratos a Cristina Maria Igreja. Erik Figueiredo e Alexandre Loures agradecem ao suporte financeiro do CNPq por meio do projeto 441473/2014-8. Celina Oliveira agradece ao suporte financeiro da CAPES.

<sup>†</sup>Autor correspondente. Universidade Federal da Paraíba, Brasil. E-mail: eafigueiredo@gmail.com

<sup>‡</sup>Universidade Federal da Paraíba, Brasil e University of Tennessee at Knoxville, TN, USA.

<sup>§</sup>Universidade Federal da Paraíba, Brasil.

<sup>¶</sup>Universidade Federal da Paraíba, Brasil.



## 1. INTRODUÇÃO

Nos últimos vinte anos, as relações internacionais de comércio entre as nações atingiram níveis históricos nunca antes registrados. Para se ter uma idéia, a taxa das exportações mundiais de bens como uma proporção do PIB saltou de 15% para 26%, durante esse período; enquanto que a taxa de exportação de serviços/PIB atingiu a marca de 33% (Irwin, 2011, Baldwin, 2011). Autores como Subramanian e Kessler (2013) creem que a proliferação dos acordos multilaterais de comércio, aliada ao declínio dos custos de transporte e das comunicações,<sup>1</sup> serão decisivas para um crescimento ainda maior nas transações comerciais nos próximos anos. Em resumo, as fronteiras nacionais estão deixando de constituir um empecilho para o comércio global.

Na contramão dessas evidências, estudos ressaltam a importância e o peso do comércio intranacional em detrimento das relações internacionais. Esse fenômeno, conhecido como paradoxo da fronteira, captura o impacto das fronteiras estaduais sobre o comércio entre as regiões pertencentes a um mesmo país, em comparação as relações desses mesmos estados com o resto do mundo. A principal referência para o elevado efeito-fronteira é o estudo de MacCallum (1995), onde constatou-se que o comércio intra províncias canadenses era 22 vezes (2.200%) superior ao comércio entre as províncias canadenses e os estados norte americanos. No entanto, este resultado não resistiu por muito tempo. No início da década de 2000, Anderson e Wincoop (2003) demonstraram que a evidência pró-comércio intranacional se sustentava na má especificação da equação gravitacional do comércio. Cientes disso, os autores propuseram uma especificação estrutural considerando um conjunto de variáveis latentes associadas aos custos comerciais bilaterais, denominadas de Termos de Resistência Multilateral do comércio (TRM). A inclusão das TRM tornou-se um procedimento padrão nas literaturas teórica e empírica relacionada aos fluxos comerciais, financeiros, bancários e de capital humano (Anderson, 2011).

Todavia, a literatura brasileira tem desconsiderado as recomendações de Anderson e Wincoop (2003) e, por conseguinte, reproduzindo o paradoxo da fronteira de MacCallum (1995). Artigos como os de Daulmal (2010), Silva et alii (2007), Leusin Junior e Azevedo (2009) sugerem que o comércio intranacional é aproximadamente 30 vezes maior do que o comércio internacional. Já Farias e Hidalgo (2012), encontraram estimativas surpreendentemente elevadas significando, segundo eles, que o comércio entre os estados brasileiros e o Distrito Federal é 589,92 vezes maior do que com o exterior.

Este estudo questiona a validade dos resultados presentes na literatura brasileira pregressa, uma vez que eles cometem dois tipos de erros de especificação. O primeiro referente à identificação teórica da equação gravitacional, normalmente caracterizada pela:

- a) não inclusão dos termos de resistência multilateral;
- b) utilização de fluxos comerciais deflacionados e/ou médias ou soma de exportações e importações e;
- c) adoção dos PIBs dos exportadores e importadores como variáveis proxy para oferta e demanda de bens e serviços.

O segundo problema de identificação diz respeito aos modelos econométricos que costumam:

- i) não fornecer um tratamento adequado para as observações de fluxos de comércio iguais a zero; e
- ii) adotar suposições paramétricas fortes no que se refere ao erro aleatório da equação gravitacional.

Postula-se que, assim como relatado em Anderson e Wincoop (2003), dado o baixo grau de abertura da economia brasileira, o efeito-fronteira ainda prevaleça, porém, com valores inferiores aos repostados pela literatura nacional.

---

<sup>1</sup>Yotov (2012) estima que os custos de transporte, representados pela distância entre os parceiros comerciais, cai mais do 50% entre 1965 e 2005; enquanto que os acordos bilaterais, como os regional trade agreements (RTAs), foram responsáveis por um acréscimo de cerca de 60% nas transações comerciais (Dutt et alii, 2013, Figueiredo et alii, 2014b).

Diante disso, propõe-se a investigação do efeito do comércio intranacional brasileiro, adotando estratégias robustas para a identificação da equação gravitacional. Serão utilizados os valores do comércio internacional do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) para 51 parceiros comerciais internacionais, combinados aos dados comércio doméstico (intranacional), extraídos da matriz interestadual de Vasconcelos (2001a,b). A equação gravitacional seguirá a estrutura desenvolvida por Anderson e Wincoop (2003), e as recomendações contidas em Baldwin e Taglioni (2006, 2011). O modelo econométrico se baseará na estrutura quantílica censurada proposta por Figueiredo et alii (2014b) e Figueiredo et alii (2014a), em que, é possível a identificação do modelo log-linear mesmo diante de um grande número de fluxos comerciais iguais a zero, heterocedasticidade e erros não gaussianos.

Os resultados sugerem que as estimativas para o comércio intranacional brasileiro, efeito-fronteira, possuem um forte viés decorrente da má especificações teórica da equação gravitacional, isto é, devido a não inclusão dos termos de resistência multilateral (TRM). Quando controlados por esses fatores, a magnitude do efeito-fronteira cai expressivamente. Esse resultado é robusto ao longo dos quantis estimados.<sup>2</sup> O artigo está organizado como segue. A seção 2 apresenta o modelo gravitacional estrutural e os principais erros de especificação teórica presentes na literatura brasileira. Na seção 3 tem-se o modelo econométrico e uma síntese dos problemas de especificação empírica da literatura nacional. A seção 4 é destinada aos procedimentos empíricos como especificação da equação gravitacional, dados e resultados. A seção 5 conclui o estudo.

## 2. EQUAÇÃO GRAVITACIONAL ESTRUTURAL

A primeira fundamentação econômica para o modelo gravitacional foi fornecida por Anderson (1979). Considerando uma função despesa com elasticidade de substituição constante (CES), ele definiu:

$$\frac{T_{ij}}{E_j} = \left( \frac{\theta_i p_i t_{ij}}{P_j} \right)^{1-\sigma} \quad (1)$$

em que  $T_{ij}$  é o fluxo de comércio entre os países (ou regiões)  $i$  e  $j$ ;  $E_j$  representa a despesa total do comércio em cada unidade  $j$ ;  $P_j$  é o índice de preço CES;  $\sigma$  é o parâmetro de elasticidade de substituição;  $\theta_i$  é um parâmetro que representa a variedade dos produtos exportados de  $i$ ;  $p_i$  é o preço de fábrica e  $t_{ij} > 1$  diz respeito aos custos comerciais do fluxo entre  $i$  e  $j$ .

O autor define o índice de preço CES por:

$$P_j = \left( \sum_i (\theta_i p_i t_{ij})^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (2)$$

O modelo (1)-(2) caracteriza-se por:

- i) o comportamento dos gastos em todas as localidades é determinado pelo mesmo conjunto de parâmetros e
- ii) as preferências são comuns ao longo dos países.

<sup>2</sup>Os termos de resistência multilateral (TRM) representam as barreiras comerciais entre os países  $i$  e  $j$  ponderadas pelas barreiras comerciais de  $i$  e  $j$  com os demais parceiros. Por exemplo, o comércio entre Brasil e Chile depende dos custos bilaterais dessa transação específica em relação aos custos comerciais desses dois países com os seus outros parceiros. Sendo assim, a alteração dos custos comerciais entre o Brasil e um terceiro país, digamos, a Colômbia, alteraria também o fluxo de comércio entre Brasil e Chile, mesmo sem modificações específicas na relação Brasil-Chile. Neste sentido, como demonstrado em Baier e Bergstrand (2009), as mudanças nas relações tarifárias, nos custos relacionados ao sistema bancário, comercial e de qualificação trabalhista são perfeitamente acomodadas em uma estrutura com TRMs.



Sob a hipótese do “market clearance”, ou que a renda de um país é igual a soma de seus volumes de comércio para cada parceiro  $j$ ,  $Y_i = \sum_j T_{ij}$  e multiplicando ambos os lados de (1) por  $E_j$ , chega-se a seguinte expressão:

$$\theta_i p_i^{1-\sigma} = \frac{Y_i}{\sum_j (t_{ij}/P_j)^{1-\sigma} E_j}. \quad (3)$$

em que o denominador de (3) é definido como:  $\Pi_i^{1-\sigma} \equiv \sum_j (t_{ij}/P_j)^{1-\sigma} E_j$ .

Substituindo (1) em (2), chega-se as equações que representam o modelo gravitacional estrutural de comércio:

$$T_{ij} = \frac{Y_i E_j}{Y} \left( \frac{t_{ij}}{P_j \Pi_i} \right)^{1-\sigma}, \quad (4)$$

$$P_j^{1-\sigma} = \sum_i \left( \frac{t_{ij}}{\Pi_i} \right)^{1-\sigma} \frac{Y_i}{Y}. \quad (5)$$

A primeira parte da equação (4) representa o comércio bilateral sem fricção (custos), já a segunda parte de (4), indica o comércio sob a ocorrência de custos decrescentes – fixos e variáveis –, uma vez que adota-se a restrição empírica  $\sigma > 1$ . O sistema (4)-(6) é reconhecido como a equação gravitacional estrutural de Anderson e Wincoop (2003). A principal inovação em relação ao modelo de Anderson (1979), é a inclusão dos termos de resistência multilateral (TRM):  $P_j$  e  $\Pi_i$ . Esses termos representam a incidência dos custos de comércio associados aos pares  $i$  e  $j$ .

O sistema de equações (4)-(6) pode ser solucionado para determinados valores de  $t_{ij}^{(1-\sigma)}$ ,  $E_j$  e  $Y_i$ . Diante disso, Anderson e Wincoop (2003) consideram que os custos bilaterais são simétricos,  $t_{ij} = t_{ji}$ , e que vigora o equilíbrio comercial. Por fim, propõe-se a normalização  $P_j = \Pi_i$ .

Alternativamente, pode-se considerar a estimação de (4), incluindo efeitos fixos para controlar por  $E_j/P_j^{(1-\sigma)}$  e  $Y_i/\Pi_i^{(1-\sigma)}$ . A inclusão de efeitos fixos tem-se constituído no procedimento empírico mais comum. No caso de uma estrutura cross-section, consideram-se variáveis dummy para importadores e exportadores (efeito fixo bilateral). Em uma estrutura de dados em painel, adotam-se os efeitos fixos em três direções (origem, destino e tempo): importadores por ano e exportadores por ano (para detalhes, ver Baltagi et alii, 2014).

## 2.1. Equação gravitacional: Erros de identificação teórica

A aplicação do modelo gravitacional de Anderson e Wincoop (2003) está sujeita a uma série de equívocos empíricos. Baldwin e Taglioni (2006), classificam os principais erros de especificação presentes na literatura como: erros medalhas de ouro, prata e bronze. O erro medalha de ouro está relacionado ao viés de variável omitida. A omissão de variáveis gera uma correlação do erro com os regressores, o que leva a um problema de endogeneidade. No caso da equação gravitacional, a presença de endogeneidade superestimaria os coeficientes associados as variáveis de custo.

O erro medalha de prata está associado a escolha da variável dependente. Em grande parte dos trabalhos empíricos, o fluxo comercial é representado pela soma ou uma média das exportações do país de origem  $i$  para o país de destino  $j$  com as importações do país de destino  $j$  provindas do país de origem  $i$ . Para Baldwin e Taglioni (2006), esse procedimento não possui conexão com a teoria. Isto porque, por trás da equação gravitacional há uma função de despesa que reflete o valor dos gastos de uma única nação  $j$  sobre os bens produzidos por outra nação  $i$ , isto é, a equação gravitacional explica o comércio bilateral unidirecional, logo, deve-se considerar como fluxo de comércio o volume de exportações ou de importações. Em resumo, o erro medalha de prata torna impossível saber qual nação é origem e qual é destino de modo que não é possível estimar separadamente os coeficientes para a origem e destino.

Já o erro medalha de bronze está associado a correção dos valores nominais de comércio por um determinado índice de preço. Baldwin e Taglioni (2006) argumentam que a inclusão de deflatores iria gerar viés de correlação espúria devido à existência de tendências globais das taxas de inflação.

Recentemente, Baldwin e Taglioni (2011) identificaram um novo erro associado a utilização do PIB como variáveis proxy para oferta e demanda de bens e serviços. Essa escolha seria inapropriada, uma vez que, o PIB é medido em uma base líquida de vendas (valor agregado) enquanto que o fluxo de comércio é medido em uma base bruta de vendas, isso tem implicações importantes para a estimação da equação de comércio. Todos os erros de identificação apontados por Baldwin e Taglioni (2006, 2011), estão sintetizados na Tabela 1. As colunas 1 e 2 apresentam o tipo de erro. A coluna 3 cita quais trabalhos nacionais incorreram nesses erros e, a coluna 4 apresenta uma síntese das soluções recomendadas.

Em resumo, a literatura nacional incorre em todos os erros listados por Baldwin e Taglioni (2006, 2011). Sendo assim, a robustez dos resultados obtidos até então pode ser questionada. Atenção especial deve ser dada a não inclusão dos Termos de Resistências Multilaterais, uma vez que ela pode viesar os coeficientes das variáveis de custos, em especial os associados as dummies de fronteira. Diante disso, as seções seguintes considerarão um modelo gravitacional estrutural baseado em Anderson e Wincoop (2003). Outros problemas empíricos também serão considerados, tais como: a presença de grande massa de observações de comércio iguais a zero e os termos de erro aleatórios com heterocedasticidade desconhecida.

### 3. MODELO ECONOMÉTRICO

Santos Silva e Teneyro (2006) consideram o modelo multiplicativo

$$T_{ij} = \exp(x_{ij}\beta) \eta_{ij}, \quad (6)$$

onde  $\eta_{ij}$  é uma variável aleatória não-negativa.

Como demonstrado em Figueiredo et alii (2014a), a identificação de (6) está sujeita a 3 problemas econométricos:

- a) a forte presença de observações bilaterais de comércio iguais a zero;
- b) a distribuição desconhecida de  $\eta_{ij}$  e
- c) a heterocedasticidade em  $\eta_{ij}$ .

Tais características, somadas a condição de identificação do modelo exponencial,  $E(\eta_{ij}|x) = 1$ , impossibilitam a identificação do modelo log-linear

$$\ln T_{ij} = x_{ij}\beta + (x_{ij}\gamma) \varepsilon_{ij}. \quad (7)$$

uma vez que, pela desigualdade de Jensen,  $E(\ln \eta_{ij}|x_{ij}) \neq \ln[E(\eta_{ij}|x_{ij})]$ .

Entretanto, Figueiredo et alii (2014b) demonstram que uma estrutura quantílica é capaz de identificar ambas equações (6) e (7). Adicionalmente, a estrutura quantílica é robusta frente a forma desconhecida da distribuição do termo aleatório e a heterocedasticidade. O problema da grande quantidade de observações iguais a zero também é solucionado ao considerar uma estrutura quantílica para dados censurados devido a “statistical rounding”. Por exemplo, se os dados são coletados em milhões, então será comum atribuir valor zero para todos os fluxos inferiores a um.<sup>3</sup>

<sup>3</sup>Argumento similar pode ser encontrado em Head et alii (2010), onde se considera que todos os fluxos comerciais são positivos, porém, alguns podem apresentar valores muito pequenos – inferiores a um milhão. Neste caso, em populações finitas, os fluxos iguais a zero podem ocorrer se a probabilidade de um fluxo bilateral entre dois países for muito pequena.



Tabela 1: Síntese dos erros de identificação teórica cometidos pela literatura nacional

Medalha	Erros	Literatura Brasileira	Correção
Ouro	Viés de variável omitida e endogeneidade do modelo	Piani e Kume (2000); Daumal (2010); Silva et alii (2007); Leusin Junior e Azevedo (2009) e Farias e Hidalgo (2012)	Incluir dummies temporais e geográficas que representem as resis-tências multilaterais
Prata	Fluxo comercial como soma ou média das exportações de $i$ para $j$ com as importações de $j$ para $i$	Piani e Kume (2000) e Farias e Hidalgo (2012)	Fluxo de comércio unidirecional, considerar o volume de exportações ou de importações
Bronze	Uso de deflatores a partir de um determinado índice de preço	Piani e Kume (2000) e Leusin Junior e Azevedo (2009)	Utilizar variáveis nominais
–	Uso do PIB e população como variáveis proxy para oferta e demanda de bens e serviços	Piani e Kume (2000); Daumal (2010); Silva et alii (2007); Leusin Junior e Azevedo (2009) e Farias e Hidalgo (2012)	Retirar PIB e população

Fonte: Elaboração própria a partir de Baldwin e Taglioni (2006, 2011).

Sendo assim, considerar-se-á a variável  $z_{ij} = 1$  se  $T_{ij} < 1$  e  $z_{ij} = T_{ij}$  se  $T_{ij} \geq 1$ . Uma vez que o artigo considerará um modelo log-linear, a notação será equivalente a  $\ln(z_{ij}) = \max(0, \ln(T_{ij}))$ . Quando  $\ln(z_{ij})$  for igual a zero, então a observação original está sujeita a aproximações estatísticas, ou,  $T_{ij} < 1$ .

Dado que  $\ln(z_{ij}) = \max(0, \ln(T_{ij}))$ , a propriedade da equivariância garante que

$$\begin{aligned} Q_{\tau} [\ln(z_{ij}) | x_{ij}] &= \max(0, Q_{\tau} [\ln(T_{ij}) | x_{ij}]), \\ &= \max(0, x_{ij} \beta(\tau)), \end{aligned}$$

em que  $x_{ij}$  representa a matriz de covariáveis e  $\beta(\tau)$  é o vetor de parâmetros “location-scale”, isto é, as covariáveis  $x_{ij}$  afetarão não somente a localização da distribuição condicionada de  $\ln(T_{ij})$ , mas também a escala de sua dispersão.<sup>4</sup>

O modelo quantílico censurado, desenvolvido por Powell (1984, 1986), fornece um caminho para inferir os modelos Tobin-Amemiya sem suposições relativas à distribuição do termo aleatório ou sobre uma possível forma funcional da heterocedasticidade. O estimador de Powell é definido a partir da maximização da função objetivo:

$$L_n(\beta) = - \sum_{i,j=1}^n \rho_{\tau} [\ln(z_{ij}) - \max(0, x_{ij} \beta(\tau))], \quad (8)$$

em que  $\rho_{\tau}$  representa a tradicional função perda da regressão quantílica. Chernozhukov e Hong (2002) demonstram que o estimador extremo de regressão quantílica censurada possui uma série de problemas de otimização oriundos da sua não convexidade. Uma solução robusta para otimizar essa função é fornecida por Chernozhukov e Hong (2003). Em suma, os autores demonstram que o método de Markov Chain Monte Carlo (MCMC) pode ser aplicado a vários problemas de inferência estatística, inclusive aqueles que possuam funções objetivo pseudo-quadráticas como (8).

Por fim, como demonstrado em Figueiredo et alii (2014b), o modelo quantílico censurado possui, pelo menos quatro vantagens:

- i) ele considera a existência de fluxos de comércio iguais a zero;
- ii) os parâmetros estimados via regressão quantílica podem ser interpretados como elasticidades e, quando analisados ao longo dos quantis condicionados, revelam a heterogeneidade do impacto das covariadas sobre a variável dependente;
- iii) é robusto frente a heterocedasticidade e;
- iv) não necessita de hipóteses relacionadas à distribuição do erro aleatório.

### 3.1. Equação Gravitacional: Erros de Identificação Econométrica

Como já destacado, os principais problemas de identificação econométrica das equações gravitacionais, são:

- i) o tratamento inadequado das observações de fluxo de comércio iguais a zero;
- ii) as hipóteses relacionadas a distribuição dos erros aleatórios e
- iii) a não consideração da heterocedasticidade.

<sup>4</sup>Para detalhes, ver Koenker (2005).



Santos Silva e Tenreyro (2006) demonstram a presença desses três fatores em um modelo multiplicativo exponencial que impossibilita a estimação dos coeficientes da equação gravitacional via mínimos quadrados ordinários (MQO). A solução proposta por esses autores é a adoção do estimador não-linear denominado de Poisson pseudo-maximum likelihood (PPML). Ademais, as condições de identificação do PPML são incompatíveis com a identificação dos modelos log-lineares.

Diante disso, as abordagens econométricas para a equação gravitacional se dividiram em duas: aquelas que buscam a identificação da equação exponencial e as que realizam transformações na variável dependente, geralmente somando um ao fluxo de comércio, para em seguida, empregar estimações log-lineares. A utilização de um modelo exponencial soluciona os problemas “i” e “iii”, embora a condição de identificação do modelo PPML comprometa a robustez das estimativas (ver Figueiredo et alii, 2014b). Já as estimações log-lineares, considerando transformações na variável dependente e o método de MQO, está suscetível a todos os vieses listados.

Como pode ser observado na Tabela 2, a literatura nacional também padece de problemas de identificação econométrica. Essa constatação lança ainda mais dúvidas em relação aos resultados obtidos até então.

#### 4. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O modelo adotado nesta pesquisa busca suplantar as dificuldades de identificação teórica e empírica da equação gravitacional. Para tanto, será adotada a equação estrutural de Anderson e Wincoop (2003), considerando as recomendações de Baldwin e Taglioni (2006, 2011), sintetizadas na Tabela 1. Ou seja:

- a) serão incluídos os termos de resistência multilateral, como uma forma de seguir as recomendações do sistema de equações teóricas, (4)-(6), e controlar para possíveis vieses de variáveis omitidas;
- b) considerar-se-á uma medida de fluxo comercial nominal e unilateral e
- c) não serão incluídas variáveis de PIB como forma de mensurar a oferta e a demanda nos países exportador e importador.

No âmbito da identificação econométrica (Tabela 2), tem-se a adoção de um modelo quantílico censurado, o que soluciona os problemas relativos a:

- i) grande presença de fluxos comerciais iguais a zero;
- ii) heterocedasticidade do termo de erro aleatório e
- iii) a possibilidade de identificar o modelo multiplicativo exponencial a partir da equação log-linear.

Isso posto, toma-se o fluxo comercial bilateral como uma função de custos de comércio, como a distância, o efeito fronteira (ou do comércio internacional) e a fronteira física. Seguindo a recomendação de Baltagi et alii (2014), os termos de resistência multilateral serão representados por efeitos fixos em três direções: importadores por ano e exportadores por ano.

Convém ressaltar que as unidades de origem são compostas por todos os estados brasileiros mais o Distrito Federal, ou seja, 26 variáveis dummies de origem. Do mesmo modo, as unidades de destino serão os 26 estados e o Distrito Federal (comércio intranacional) e um conjunto de 51 países (comércio internacional), o que totaliza 77 dummies. Uma vez que é necessária a interação de efeitos fixos origem por ano e destino por ano, a estimação contará 208 dummies (ou efeitos fixos).



Tabela 2: Síntese dos erros de identificação econométrica cometidos pela literatura nacional

Erros	Literatura Brasileira	Correção
Tratamento inadequado às observações iguais a zero	Piani e Kume (2000); Silva et alii (2007); Leusin Junior e Azevedo (2009) e Farias e Hidalgo (2012)	Utilização do PPML (ou modelos exponenciais) ou modelos quantílicos censurados
Suposições paramétricas em relação ao termo aleatório	Piani e Kume (2000); Daumal (2010); Silva et alii (2007); Leusin Junior e Azevedo (2009) e Farias e Hidalgo (2012)	Modelos quantílicos censurados
Não tratamento da heterocedasticidade	Piani e Kume (2000); Silva et alii (2007); Leusin Junior e Azevedo (2009) e Farias e Hidalgo (2012)	Utilização do PPML (ou modelos exponenciais) ou modelos quantílicos censurados

Fonte: Elaboração própria a partir de Figueiredo et alii (2014b).



#### 4.1. Base de Dados

Como já destacado, o fluxo comercial será representado por uma variável unidirecional: as exportações nominais. Essa variável será coletada em duas fontes:

- 1) os valores do comércio internacional disponíveis no sistema Aliceweb do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) para 51 países o que corresponde aproximadamente a 95% das exportações brasileiras em reais (a lista de países está disposta na Tabela 5) e
- 2) os dados para o comércio doméstico (intranacional), extraídos da matriz de comércio interestadual construída por Vasconcelos (2001a,b).

Em ambos os casos, serão coletadas as informações para os anos de 1998 e 1999.

As variáveis explicativas, associadas ao custo, serão: o logaritmo da distância entre as unidades de origem e destino; uma variável dummy que captura o efeito do comércio internacional, isto é, que assume valor 1 para os fluxos comerciais entre os estados brasileiros e os países estrangeiros e zero no caso do comércio intranacional, denominada: “Inter” e uma variável dummy identificando a fronteira entre os estados e ou países, “Contiguidade”. Com o objetivo de se obter uma homogeneidade das distâncias entre estado de origem e estado ou país de destino foram extraídas as latitudes e longitudes de cada estado e capitais dos países, respectivamente, do Instituto Brasileiro de Geografia (IBGE) e do Centre d’Etudes Prospectives et d’Informations Internationales (CEPII). As distâncias foram mensuradas em quilômetros utilizando-se a regra do grande círculo que considera a menor distância entre dois pontos de uma superfície esférica cujo cálculo é feito a partir das coordenadas geográficas de uma origem a um destino.

Coletaram-se ainda as informações relativas ao PIB estadual junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Além do PIB para os 51 países da amostra, obtidos no Banco Mundial. Essas variáveis serão utilizadas em uma estimação preliminar que visa a comparação com os resultados não robustos presentes na literatura.

#### 4.2. Resultados preliminares

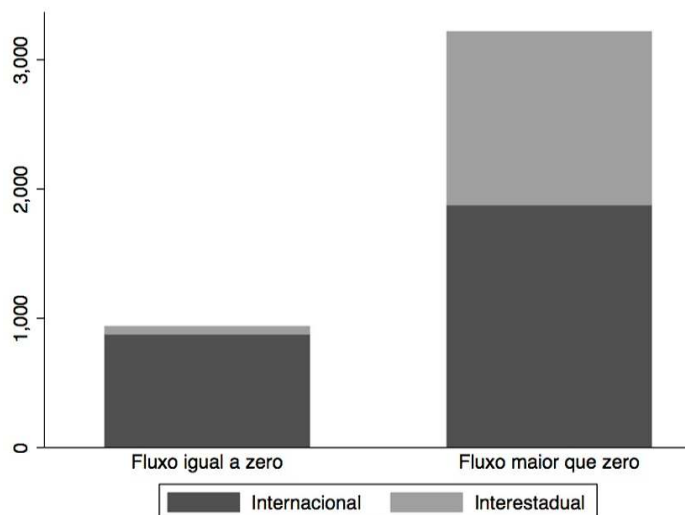
O volume do comércio intranacional totalizou R\$ 828 bilhões (valores nominais) nos anos de 1998 e 1999. Já o comércio internacional, correspondeu a R\$ 133 bilhões. Ou seja, em termos de valores comercializados, as transações comerciais intranacionais correspondem a 88% do volume total comercializado pelos estados brasileiros.<sup>5</sup> Entretanto, a diferença entre as transações bilaterais intra e internacionais podem ser menores, caso se considere o mecanismo de censura na variável dependente, ou seja, em que as observações iguais a zero correspondem a pequenos volumes de comércio. A Figura 1 apresenta a quantidade de observações do fluxo de comércio, intranacionais e internacionais, maiores ou iguais a zero. Na primeira coluna informa que a amostra possui 939 observações iguais a zero, sendo que 93,4% dessas correspondem ao comércio internacional. Na segunda coluna tem-se 3.219 observações maiores que zero, sendo que 58,3% correspondem ao comércio internacional.

Convém ressaltar que o montante do comércio internacional é subestimado, uma vez que a maior parte dessas informações é computada como zero, quando na verdade são observações censuradas (Figura 1). Logo, é de se esperar que o volume de comércio entre os estados e o resto do mundo ainda seja maior do que o relatado no parágrafo inicial da subseção.

Essa constatação leva a repensar os resultados apresentados pelos trabalhos para dados brasileiros tais como Daumal (2010), Silva et alii (2007), Leusin Junior e Azevedo (2009), dentre outros. Em geral, os resultados desses trabalhos apontaram para a importância do efeito fronteira, em detrimento do comércio internacional. Esse resultado foi, originalmente, proposto por MacCallum (1995). Na ocasião,

<sup>5</sup>Convém ressaltar que os dados não permitem a análise do comércio intranacional.

Figura 1: Número de observações para o comércio intranacional e internacional



o autor demonstrou, erroneamente, que o comércio intraprovíncias canadenses era mais relevante na explicação dos fluxos comerciais do Canadá do que o comércio com os 51 estados norte-americanos. Esse resultado ficou conhecido como o paradoxo da fronteira e foi contestado por Anderson e Wincoop (2003).

A hipótese central deste estudo é que os resultados obtidos na literatura nacional são viesados pelos diversos erros de especificação relatados anteriormente. Para ilustrar essa hipótese, serão estimadas diversas formas para a equação gravitacional, considerando os principais erros e as respectivas soluções (Tabela 1). A Tabela 3 traz as estimações para os modelos gravitacionais. O modelo contido na coluna 1 contém todos os erros, ou seja, ouro, prata e bronze e a utilização dos PIB como *proxy* para a oferta e demanda dos países  $i$  e  $j$ . Na coluna 2, corrige-se o erro de bronze, isto é, utiliza-se valores nominais para o fluxo. Já na coluna 3 o erro medalha de prata é corrigido, ou seja, utiliza-se a variável dependente como unidirecional (exportações). Por último, na coluna 4 foram tratado todos os erros, ou seja, utilizou-se variável de fluxo unidirecional, variáveis nominais, excluiu-se o PIB e acrescentou-se as TRM. Todos os modelos consideram a forma funcional log-linear, com a modificação padrão na variável dependente (somando um ao fluxo bilateral e extraíndo seu logaritmo) e são inferidos via MQO.

Observa-se que o parâmetro da dummy Inter é negativo e significativo em todas as formas funcionais. No entanto, sua magnitude muito elevada (próxima a 30 vezes), em especial nas colunas 1 a 3. Isso aponta para uma influência exagerada do comércio nacional em detrimento do comércio internacional. Com isso, sugere-se que existe um efeito fronteira para o Brasil, mas com uma magnitude menor do que a encontrada pela literatura empírica nacional. Esse viés está associado, exclusivamente, a não inclusão dos termos de resistência multilateral (TRM). Os outros problemas de especificação teórica mudam as estimativas apenas de forma pontual.

Esses resultados assemelham-se aos encontrados por Anderson e Wincoop (2003) ao estimarem a equação de MacCallum (1995) com a inclusão das TRM's. Em suma, o efeito fronteira tanto para o Canadá quanto para os EUA foram positivos indicando que o comércio interno é relevante para o fluxo de comércio, no entanto, com magnitudes inferiores a encontradas por MacCallum (1995).

Anderson e Wincoop (2003) apontam que a magnitude do efeito fronteira do Canadá é maior do que a do EUA, isto se deve ao fato da diferença do tamanho da economia, em que, as resistências multilaterais



Tabela 3: Modelo Gravitacional: vieses de especificação teórica

	(1)	(2)	(3)	(4)
Log Distância	-0.8890 <sup>a</sup> (0.1617)	-0.8890 <sup>a</sup> (0.1617)	-1.4842 <sup>a</sup> (0.1780)	-0.0348 (0.2148)
Inter	-30.2675 <sup>a</sup> (1.3432)	-30.2675 <sup>a</sup> (1.3432)	-28.3485 <sup>a</sup> (1.4783)	-3.8262 <sup>c</sup> (1.2379)
Contiguidade	1.1627 <sup>b</sup> (0.4549)	1.1627 <sup>b</sup> (0.4549)	0.7093 (0.5007)	0.8835 <sup>b</sup> (0.3981)
Log PIB Exportador	1.5218 <sup>a</sup> (0.1124)	1.5218 <sup>a</sup> (0.1124)	1.3160 <sup>a</sup> (0.1237)	–
Log PIB Importador	1.1449 <sup>a</sup> (0.0548)	1.1449 <sup>a</sup> (0.0548)	1.1413 <sup>a</sup> (0.0604)	–
Constante	-51.0117 <sup>a</sup> (3.6775)	-51.0117 <sup>a</sup> (3.6775)	-42.3282 <sup>a</sup> (4.0610)	-0.7458 (2.3367)
Amostra	4.158	4.158	4.158	4.158

**Notas:** Elaboração própria. Erros padrões entre parênteses. (<sup>a</sup>), (<sup>b</sup>) e (<sup>c</sup>) denotam significância estatística a 1%, 5% and 10%, respectivamente.

para países de economia pequena são muito mais afetadas pela existência de barreiras, mesmo que essa seja moderada, do que as resistências multilaterais de países com uma grande economia. Assim diante dos resultados apresentados por Anderson e Wincoop (2003) os encontrados para o Brasil não são surpreendentes, com exceção da magnitude, pois até economias mais desenvolvidas e abertas, como a dos EUA e Canadá, possuem um efeito fronteira como uma de suas resistências multilaterais.

### 4.3. Resultados para o modelo quantílico censurado

Esta seção estima a equação quantílica censurada (9). Assim como em Leusin Junior e Azevedo (2009), ao aplicar um Tobit considera-se que as exportações nominais são representadas por uma variável  $z_{ij} = 0$  se o fluxo comercial latente ( $T_{ij}$ ) for inferior a 1 e;  $z_{ij} = T_{ij}$  se  $T_{ij} \geq 1$ . Essa regra de censura é válida para a forma log-linear, uma vez que:  $\ln(z_{ij}) = \max(0, \ln(T_{ij}))$ . Quando  $\ln(z_{ij})$  for igual a zero, então a observação original está sujeita a aproximações estatísticas, ou,  $T_{ij} < 1$ .<sup>6</sup>

Serão consideradas todas as recomendações de identificação teórica: inclusão da TRM, fluxos unidirecionais (exportação) nominais e exclusão dos PIB como proxies para oferta e demanda. Somados a esses fatores, têm-se as vantagens da identificação econométrica: tratamento adequado das observações iguais a zero, consideração de formas funcionais desconhecidas e heterocedásticas para o termo aleatório e a possibilidade de se captar heterogeneidades ao longo dos quantis. Os resultados estão sintetizados na Tabela 4.

Em primeiro lugar, observa-se que a correção dos coeficientes do efeito-fronteira é observada em todos os quantis estimados. Enquanto as estimativas não estruturais encontram coeficientes próximos a 30, a variação desse coeficiente ao longo dos quantis se situa entre 3.2 e 4.4. O coeficiente da variável

<sup>6</sup>O modelo PPML também poderia ser adotado. Contudo, sua hipótese de identificação da equação exponencial é bastante restritiva. Para Detalhes, ver Figueiredo et alii (2014b).

Tabela 4: Modelo Gravitacional Quantílico Censurado

	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$
Log Distância	-0.4231 <sup>a</sup> (0.0322)	-0.0388 <sup>b</sup> (0.0171)	-0.0201 <sup>a</sup> (0.0049)
Inter	-4.4329 <sup>a</sup> (0.2201)	-3.3420 <sup>a</sup> (0.2001)	-3.2172 <sup>a</sup> (0.1345)
Contiguidade	0.6103 <sup>a</sup> (0.1865)	0.6923 <sup>a</sup> (0.0674)	1.005 <sup>a</sup> (0.1643)
Constante	3.1464 <sup>a</sup> (0.2084)	3.2954 <sup>a</sup> (0.0800)	2.7092 <sup>a</sup> (0.0987)
Amostra	4.158	4.158	4.158

Elaboração própria. Erros padrões entre parênteses. (<sup>a</sup>), (<sup>b</sup>) e (<sup>c</sup>)

denotam significância estatística a 1%, 5% and 10%, respectivamente.

de distância é negativo em todos os quantis, indicando que quanto maior a distância menor será o fluxo comercial. Porém, as elasticidades do volume exportado em relação a essa variável são menores do que 1, isto é, as exportações são inelásticas à distância, contrapondo muito dos resultados encontrados pela literatura brasileira em que o fluxo comercial é muito sensível às variações nas distâncias. Alguns dos resultados da literatura nacional apontaram que o acréscimo de 1% na distância entre dois parceiros comerciais acarretaria uma queda maior do que 1% no comércio entre eles, concluindo a importância da variável distância como fator de resistência ao comércio.

No entanto, os resultados atuais, ao incluírem as resistências multilaterais, indicaram que a distância possui um impacto inferior ao encontrado por esses autores. Isso acontece devido a não inclusão das dummies que representam essas resistências, fazendo com que o coeficiente da variável distância carregasse todo o peso das variáveis omitidas e, por conseguinte, viesando os coeficientes estimados. A lógica é simples: a distância (custos) pode não impedir o comércio entre Brasil e China, mas outros fatores como as inseguranças jurídicas e/ou institucionais, poderiam impedi-lo. Logo, o uso da variável distância não representaria uma boa proxy para as resistências multilaterais. Outro fator de destaque é que quanto menor o quantil, maior será o impacto da distância sobre o fluxo comercial, em outras palavras, para maiores volumes de exportação a distância tem uma menor influência sobre o comércio bilateral.

A variável contiguidade representa o comércio entre regiões que possuem fronteira física comum e, sendo assim, todos os quantis indicam haver um comércio maior ente as regiões fronteiriças, por exemplo, no terceiro quantil, o comércio entre as regiões fronteiriças é 2 vezes maior ( $\exp((1,0005)) \approx 2$ ) em relação às regiões não fronteiriças. Portanto, a ausência de fronteira com outras regiões não teria tantos impactos negativos sobre o comércio, mas sim, outros fatores não observáveis que estão sendo representados pelas resistências multilaterais.

Por fim, esses resultados são compatíveis com a literatura internacional, uma vez que as evidências favoráveis ao elevado efeito-fronteira como, por exemplo, MacCallum (1995) investigando a relação Canadá-EUA e Volker (2000) e Chen (2004) analisando a União Eupéia, foram fortemente corrigidas para baixo por estudos que consideraram a aplicação de equações gravitacionais estruturais.



## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho estimou o impacto do efeito-fronteira, no período 1998-1999, sobre o fluxo comercial entre os 26 estados brasileiros, mais o Distrito Federal, e uma amostra de 51 países. Seguindo as recomendações teóricas e empíricas para a identificação da equação gravitacional de Anderson e Wincoop (2003), observou-se que o efeito-fronteira foi superestimado pela literatura nacional. A origem desse viés pode ser atribuída a não consideração das resistências multilaterais. Os demais procedimentos robustos para a identificação da equação gravitacional auxiliaram no entendimento do impacto dos custos de transporte sobre as relações bilaterais.

## BIBLIOGRAFIA

- Anderson, J. (1979). A theoretical foundation for the gravity equation. *American Economic Review*, 69:106–116.
- Anderson, J. (2011). The gravity model. *The Annual Review of Economics*, 3:133–160.
- Anderson, J. & Wincoop, E. v. (2003). Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle. *American Economic Review*, 93:170–192.
- Baier, S. & Bergstrand, J. (2009). Bonus vetus OLS: A simple method for approximating international trade-cost effects using the gravity equation. *Journal of International Economics*, 77:77–85.
- Baldwin, R. (2011). Trade and industrialisation after globalisation's 2nd unbundling: How building and joining a supply chain are different and why it matters. Working Papers 17716, NBER.
- Baldwin, R. & Taglioni, D. (2006). Gravity for dummies and dummies for gravity equations. Working Papers 12516, NBER.
- Baldwin, R. & Taglioni, D. (2011). Gravity chains: Estimating bilateral trade flows when parts and components trade is important. Working Paper Series 1401, European Central Bank.
- Baltagi, B., Egger, P., & Pfaffermayr, M. (2014). Panel data gravity models of international trade. Working Papers 4616, CESifo.
- Banco Mundial (2014). Total GDP 1998-1999. World Development Indicators Database. Disponível em: <http://databank.worldbank.org>. Acesso em: 22 jan. 2014.
- Chen, N. (2004). Intra-national versus international trade in the European Union: Why do national borders matter? *Journal of International Economics*, 63:93–118.
- Chernozhukov, V. & Hong, H. (2002). Three-step censored quantile regression and extramarital affairs. *Journal of the American Statistical Association*, 97:872–882.
- Chernozhukov, V. & Hong, H. (2003). An MCMC approach to classical estimation. *Journal of Econometrics*, 115:293–346.
- Daumal, M. Zignago, S. (2010). Measure and determinants of border effects of Brazilian states. *Papers in Regional Science*, 89:735–758.
- Dutt, P., Mihov, I., & Zandt, T. (2013). The effect of WTO on the extensive and the intensive margins of trade. *Journal of International Economics*, forthcoming.

- Farias, J. & Hidalgo, A. (2012). Comércio interestadual e comércio exterior das regiões brasileiras e integração regional: Uma estimativa utilizando a equação gravitacional. *Revista Econômica do Nordeste*, 43:251–265.
- Figueiredo, E., Lima, L. R., & Orefice, G. (2014a). Migration and preferential trade agreement: A (new) gravity estimation. Mimeo.
- Figueiredo, E., Lima, L. R., & Schaur, G. (2014b). Robust estimation of international trade specifications with heterogeneity in distance and policy effects. Mimeo.
- Head, K., Mayer, T., & Ries, J. (2010). The erosion of colonial trade linkages after independence. *Journal of International Economics*, 81:1–14.
- Irwin, D. (2011). *Trade policy disaster: Lessons from the 1930s*. MIT Press, Cambridge, MA.
- Koenker, R. (2005). *Quantile Regression*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Leusin Junior, S. & Azevedo, A. F. Z. (2009). O efeito fronteira das regiões brasileiras: Uma aplicação do modelo gravitacional. *Revista de Economia Contemporânea*, 13:229–258.
- MacCallum, J. (1995). National borders matter: Canada-U.S. regional trade patterns. *American Economic Review*, 85:615–623.
- Piani, G. & Kume, H. (2000). Fluxos bilaterais de comércio e blocos regionais: Uma aplicação do modelo gravitacional. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 30:1–21.
- Powell, J. (1984). Least absolute deviations estimation for the censored regression model. *Journal of Econometrics*, 25:303–25.
- Powell, J. (1986). Censored regression quantiles. *Journal of Econometrics*, 32:143–55.
- Santos Silva, J. & Tenreyro, S. (2006). The log gravity. *The Review of Economics and Statistics*, 88:641–658.
- Silva, O. M., Almeida, F. M., & Oliveira, B. M. (2007). Comércio internacional “×” intranacional no Brasil: Medindo o efeito-fronteira. *Nova Economia*, 17:427–439.
- Subramanian, A. & Kessler, M. (2013). The hyperglobalization of trade and its future. Working paper, Peterson Institute for International Economics.
- Vasconcelos, J. R. (2001a). Matriz do fluxo de comércio interestadual de bens e serviços no Brasil – 1998. Texto para Discussão 783, IPEA.
- Vasconcelos, J. R. (2001b). Matriz do fluxo de comércio interestadual de bens e serviços no Brasil – 1999. Technical report, IPEA.
- Volker, N. (2000). National borders and international trade: Evidence from the European Union. *Canadian Journal of Economics*, 33:1091–1105.
- Yotov, Y. (2012). A simple solution to the distance puzzle in international trade. *Economics Letters*, 117:794–798.

**Apêndice A**

Tabela -1: Lista de países

África do Sul	Emirados Árabes Unidos	Japão
Alemanha	Equador	Malásia
Angola	Espanha	México
Árabia Saudita	Estados Unidos	Nigéria
Argélia	Filipinas	Noruega
Argentina	Finlândia	Paraguai
Austrália	França	Peru
Áustria	Grécia	Polônia
Bélgica	Holanda	Portugal
Bolívia	Hong Kong	Reino Unido
Canadá	Índia	Rússia
Chile	Indonésia	Suécia
China	Irã	Suíça
Cingapura	Iraque	Tailândia
Colômbia	Irlanda	Taiwan
Coréia do Sul	Israel	Turquia
Egito	Itália	Uruguai