

Universidade de São Paulo

Departamento de Ciência Política

Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas

Trabalho Preparado para Apresentação no III Seminário Discente da Pós-Graduação em Ciência Política da USP,

de 22 a 26 de Abril de 2013

Autorregressividade Espacial dos Influxos de Investimentos Diretos Externos ao Brasil:

Considerações de Economia Política Internacional

Autoria:

Rodrigo A. Nakahara

Mesa Temática:

Economia Política Internacional

São Paulo, 31 de Março de 2013

Texto de Suporte à Apresentação - Seminário Discente 2013
Mesa de Economia Política Internacional

Rodrigo A. Nakahara[†]

MSc (Double-Degree) International Relations, Management and Trade - Sciences Po Paris & FGV-EAESP

[†] Doutorando em Ciência Política - DCP/FFLCH/USP | N°USP 3510922 | ✉ nakahara@usp.br

31 de Março de 2013

Sumário

Abstract	4
Introdução e Literatura	5
(O Efeito Espacial dos Fluxos Financeiros Internacionais)	6
(A Relação Espacial entre Indústria e Investimento Internacional)	7
(A Relação Espacial entre Comércio e Investimento Internacionais)	8
(As Especificações por Países)	8
Estados Unidos	9
China, Japão e Outros Países Asiáticos	9
Países Europeus	10
MENA	10
América Latina	10
Apresentação dos Dados	12
(Fluxos de Entrada de IDEs ao Brasil)	12
(Comércio Bilateral)	14
(Distância entre os Países)	14
Especificações do Modelo	15
Resultados e Discussões	17
(Testes de Autocorrelação Espacial)	18
(Testes de Heterocedasticidade e de Raízes Unitárias)	22

(Resultados das Especificações Espaciais)	23
Matriz de Vizinhaça e Matriz de Pesos	24
Resultados das Regressões Espaciais	25
Conclusões	36
Referências	38

Abstract

Abstract: No âmbito da Economia Política Internacional, os componentes de variância dos fatores político-econômicos de atração dos investimentos diretos externos (IDEs ou FDI) têm sido tradicionalmente atribuídos a fundamentos conjunturais, institucionais, estruturais e/ou sócio-culturais. A elevada endogenia e simultaneidade com os fluxos de comércio internacional tem igualmente motivado a melhoria explicativa das forças nos modelos gravitacionais aplicados às IDEs. Nesse sentido, a literatura passa a também incorporar, cada vez mais, os efeitos espaciais (originariamente considerados nos estudos de economia urbana e regional) na determinação e explicação da distribuição espacial dos fluxos financeiros e comerciais internacionais e das aglomerações industriais e urbanas enquanto fundamentos para os IDEs. Vale dizer, a autorregressividade espacial passa, portanto, a ser identificada como significativa nesses estudos. Para o caso brasileiro, em particular, não foram encontrados estudos no mesmo sentido para os fluxos de entrada de investimentos diretos externos e suas causas/consequências espaciais. Assim, adotamos a abordagem tradicional dos testes de significância de autocorrelação espacial, bem como a utilização dos modelos clássicos adotados em econometria espacial para melhor compreensão.

Precisamente no que se refere às variáveis político-econômicas para este tipo de modelagem, a especificação da matriz de contiguidade do termo autorregressivo para o influxo de IDEs ao Brasil levou em consideração fatores como a integração político-econômica dos países da América do Sul e América Latina na definição dos efeitos espaciais.

Palavras-Chave: Investimentos Diretos Externos, Economia Política Internacional, Economia Internacional, Métodos Quantitativos em Relações Internacionais, Econometria Espacial.

Introdução e Literatura

A previsão da autorregressividade espacial, apesar de incomum na análise de economia-política tradicional dos investimentos diretos externos (IDEs), não é totalmente infundada e, portanto, a incorporação na modelagem não é incoerente.

Assim como sugerem [Crafts and Venables \[2003\]](#), a previsão dos efeitos espaciais da globalização financeira não podem ser desprezados pela nova geografia econômica. Isso porque, ainda segundo os autores (*idem, ibidem*), a distribuição espacial da atividade econômica tem revelado períodos de concentração e/ou desconcentração, assim como de regionalismo e/ou multilateralismo no âmbito internacional, em decorrência da motivação geográfica da interação dos agentes econômicos. Aliás, dada a interdependência internacional entre os mercados, [Baltagi, Egger, and Pfaffermayr \[2007\]](#) explicitam a complexa relação entre IDEs, multinacionais e comércio, mediadas por acordos preferenciais e formação de blocos regionais.

Em se tratando da análise de efeitos de vizinhança para fluxos financeiros, entretanto, a situação é mais peculiar. Mesmo assim, conforme preveem [Villar Frexedas and Vayá \[2005\]](#), não se pode ignorar os efeitos espaciais dos contágios financeiros em épocas de crise, especialmente quando, conforme já mencionado, os mercados financeiros encontram-se em elevado grau de integração internacional. Por causa disso, foi dedicada uma parte específica deste trabalho para incorporar as discussões sobre esse assunto.

Nesse sentido, em extensão às pesquisas em economia regional e/ou urbana, a autorregressividade espacial para os fluxos de IDEs é justificada, conforme será melhor detalhada na parte dedicada à modelagem, quando se considera, entre outros, a distância geográfica dos países, os custos internacionais de comércio e de transportes, os encargos tributários entre fronteiras, bem como a proximidade aos mercados potenciais consumidor e fornecedor dos países vizinhos.

De antemão, vale mencionar a seminal obra de [LeSage and Pace \[2009, pp. 16–20\]](#)¹, em que uma das mais emblemáticas ilustrações da aplicação de métodos econométricos foi realizada para os efeitos de *spillovers* espaciais. Nesse sentido, ainda que os IDEs tenham robustos fatores explicativos não-estritamente espaciais, não se pode negligenciar potenciais significâncias desses efeitos, em concomitância com potenciais esforços governamentais para a promoção de suas externalidades positivas no contexto das vizinhanças. Em relação à posição das firmas transnacionais (MNEs), é igualmente demasiado simplista desconsiderar tais efeitos, especialmente quando se é sabido que os IDEs são altamente motivados pela proximidade

¹O modelo especificado para tanto foi o SAR (ou *Spatial Autoregressive Model*), na terminologia de [LeSage and Pace \[2009\]](#), ou "*Mixed-Regressive-Spatial-Autoregressive*", na terminologia de [Anselin \[1988\]](#), em que $y = (I_n - \rho W)^{-1} X \beta + (I_n - \rho W)^{-1} \varepsilon$, para $\varepsilon \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2 I_n)$.

geográfica a mercados consumidores e/ou fornecedores, bem como a redução de custos comerciais e de transporte (*inter alia* Blonigen, Davies, Waddell, and Naughton [2007]; Baltagi, Egger, and Pfaffermayr [2007]).

(O Efeito Espacial dos Fluxos Financeiros Internacionais)

A questão do componente geográfico dos fluxos financeiros internacionais tem recebido crescente atenção de estudos em economia espacial, especialmente o que se refere ao contágio internacional de crises financeiras entre mercados. Isso porque, dentre os canais típicos de contágio de crises financeiras, não se contemplava a significância efetiva dos efeitos de vizinhança nas análises. Independentemente das crises financeiras, as dependências espaciais dos fluxos de IDE em si são reconhecidamente ignorados pela literatura (Driffield [2006] e Hall and Petroulas [2008]).

Dentre os canais menos ortodoxos de contágio financeiro de crises, Hernandez and Valdés [2001] apresentam a relevância de tal elemento espacial para algumas dessas crises episódicas. Na análise das crises cambiais tailandesa de 1997-1998, russa de 1998 e brasileira de 1998-1999, argumentam os autores que quando se considera somente os *spreads* dos respectivos títulos soberanos, a competição financeira por si contabiliza a maior parte dos efeitos (*idem, ibidem*). Quando, por outro lado, a crise é avaliada em termos de efeitos de vizinhança, além do retorno do mercado de capitais e vínculos comerciais, todos os fatores revelam-se significativos para as crises tailandesa e brasileira, mas não para a crise russa (*idem, ibidem*).

Especificamente no caso do contágio financeiro entre mercados emergentes, Hondroyiannis, Kelejian, and Tavlas [2009] especificam um modelo espacial para testar dois canais específicos de contágio: o comércio e a região. Como resultado da análise, os autores concluem sobre a significância entre mercados cambiais (não-uniforme entre os países) e, também, para os canais comerciais (*idem, ibidem*)².

Em outro interessante estudo de Ali and Lebreton [2007], as autoras utilizam-se dos métodos econométricos tradicionais de SEM e SAR para testar a dependência espacial entre mercados. Assim, para a turbulência dos mercados cambiais europeus de 1992, as autoras encontram evidência a respeito de o que consideram ser um "contágio puro"(ou seja, a parte da autocorrelação espacial que excede o que pode ser explicado pelos fundamentos econômicos) (*idem, ibidem*).

Da mesma maneira, mas com uso de metodologia diversa, Durante and Jaworski analisam o contágio espacial entre dois mercados de capitais com base nas informações contidas em suas cópulas.

Não é razoável, todavia, atribuir as mesmas motivações e controles das crises financeiras para os fluxos de IDEs. Na verdade, o que se pretende é trazer evidências de que fluxos financeiros (incluindo-se os IDEs) também podem ser geoeconomicamente motivados (*inter alia* Chakrabarti [2003]; Hall and Pe-

²É importante salientar que a análise de Hondroyiannis, Kelejian, and Tavlas [2009] conclui que não existe significância estatística para a distância geográfica no contágio de crises financeiras internacionais

troulas [2008]; Lankhuizen, de Groot, and Linders [2009]; Poelhekke and van der Ploeg [2009] e Hultgren, Mariel, and González [2011]), considerando-se a significância dos chamados "terceiros países" que, neste contexto, são considerados geograficamente vizinhos (Blonigen, Davies, Naughton, and Waddell [2005] e Baltagi, Egger, and Pfaffermayr [2007]). Aliás, Driffield [2006], no *Regional Studies*, conclui sobre a significância ainda maior do que previamente se considerava sobre as dependências espaciais dos fluxos de entrada de IDEs. Nesse sentido, o tratamento econométrico de questões como aglomeração, contiguidade e dependência espacial alteram substancialmente as conclusões sobre *spillovers* locais e nacionais, bem como o aumento geral da produtividade (*idem, ibidem*).

No trabalho de Hall and Petroulas [2008], os autores reconhecem a pouca importância que tem sido dada à complexa integração entre as estratégias das MNEs (para os fluxos de IDEs) e a interdependência das localidades. Assim, na análise bilateral de estoques reais de IDEs para 476 países, entre os anos de 1994 e 2004, em que uma matriz espacial ponderada pela distância é utilizada, os autores concluem sobre a significância dos chamados "efeitos de terceiros países", em que países da vizinhança do país receptor dos fluxos de IDEs são igualmente relevantes (*idem, ibidem*).

Nesse sentido, conforme lembra Bombarda [2007], o modelo clássico de IDE em que as firmas supriam os mercados próximos com exportações e os mercados distantes com IDEs deixa de ser representativo com as novas análises. Isso porque as próprias evidências empíricas mostram que a situação inversa também é verdadeira (*idem, ibidem*).

(A Relação Espacial entre Indústria e Investimento Internacional)

Um dos mais significativos fatores salientados pela literatura para a significância espacial dos fluxos de entrada de IDEs refere-se à concentração ou desconcentração industrial (*inter alia* Alfaro and Charlton [2009] e Houde [2012]), sejam do mesmo setor econômico ou não.

Os estudos de dependência espacial para os fluxos de IDEs são também relevantes no contexto de *clustering* industrial e integração acima da cadeia (*forward linkage*) e abaixo da cadeia (*backward linkage*) industrial.

Como exemplo de *spillovers* do fluxo de IDEs, o trabalho de Smarzynska Javorcik [2004] analisa o aumento de produtividade de firmas domésticas decorrentes do *backward linkage* dos IDEs. No mesmo raciocínio, Hall and Petroulas [2008] também concluem sobre a significância de uma integração horizontal na consideração de variáveis bilaterais (e, portanto, desconsiderando os "efeitos de terceiros países"), mas significativa a integração vertical para as variáveis desses "terceiros países".

(A Relação Espacial entre Comércio e Investimento Internacionais)

A relação entre comércio internacional e destino dos fluxos de investimentos externos é também fortemente determinada. Conforme menciona o trabalho teórico de [Zarotiadis \[2008\]](#), assim como [Lankhuizen, de Groot, and Linders \[2009\]](#), o *mainstream* é categórico na afirmação sobre a complementariedade e/ou substituíbilidade desta relação.

Apesar de os tipos de relação serem ilustrativos, não compreendem a complexidade quando se passa a considerar o tal "efeito de terceiros países", bem como as diversas motivações dos IDEs. Conforme lembram [Blonigen, Davies, Naughton, and Waddell \[2005\]](#) e [Garretsen and Peeters \[2008\]](#), a questão de terceiros países é propriamente construída em analogia à literatura de comércio internacional, em que os terceiros sofrem algum tipo de efeito a partir da relação bilateral entre dois países, conforme especificação do modelo gravitacional de [Feenstra \[2002\]](#). No caso dos IDEs, o caso extremo em que terceiros países são fortemente determinantes é o caso das "plataformas de exportação de IDE" ([Ekholm, Forslid, and Markusen \[2007\]](#)).

No que se refere aos fundamentos espaciais do comércio internacional a literatura é mais pacífica em afirmar a respeito de sua autocorrelação ([Krugman \[1991\]](#); [Krugman and Venables \[1995\]](#); [Fujita, Krugman, and Venables \[2001\]](#); [Head and Mayer \[2004\]](#) e [Fujita and Krugman](#)). [Keller and Shiue \[2007\]](#) exemplificam os padrões de comércio com base em análise de série dos preços de arroz na China. Além de concluírem a respeito da significância espacial na expansão do comércio inter-regional, constatam que os custos de transporte marítimos são consideravelmente menores do que os custos relativos ao transporte terrestre (*idem, ibidem*).

É exatamente por esse motivo, conforme entendimento de [Lankhuizen, de Groot, and Linders \[2009\]](#) e de [InnwonPark and Park \[2010\]](#), dada a intrínseca relação entre comércio e investimentos internacionais, o relacionamento comercial entre países vizinhos pode motivar maiores fluxos de IDEs (com origem em terceiros países) com destino a quaisquer das partes vizinhas com vistas ao mercado da região.

(As Especificações por Países)

Dada a dificuldade na generalização das conclusões e, conforme salientado por [Blonigen, Davies, Waddell, and Naughton \[2007\]](#), as especificações são extremamente sensíveis quanto à seleção das amostras de países e tipo de fluxo de IDE (se de "entrada" ou de "saída"), constata-se um potencial de problema de viés de seleção nas análises. Nesse sentido, para a elaboração das especificações, prioriza-se um determinado país (ou grupo de países) conforme critérios específicos.

Estados Unidos

Em primeiro lugar, em função da representatividade dos fluxos de IDEs originários dos Estados Unidos (EUA), alguns estudos priorizam esse país nas especificações (principalmente em forma de painel) para análise da questão espacial. Esse é o caso, em particular, dos estudos de [Blonigen, Davies, Waddell, and Naughton \[2007\]](#) e de [Baltagi, Egger, and Pfaffermayr \[2007\]](#). Em ambos trabalhos, os autores analisam os fluxos de saída de IDEs dos EUA com vistas à compreensão dos fatores espaciais da motivação das MNEs norte-americanas para os países e/ou regiões de destino.

Em particular, vale mencionar o estudo de [Bode, Nunnenkamp, and Waldkirch \[2009\]](#) de 2009, e, mais recentemente, [Bode, Nunnenkamp, and Waldkirch \[2012\]](#), em que são avaliados os efeitos do IDEs aos Estados Americanos (com origem no exterior) quanto às externalidades marshalianas e *spillovers*. Com a utilização de uma especificação GMM (*Generalized Method of Moments*) para funções de produção regional, de maneira a controlar por endogeneidades com *lags* espaciais, os autores concluem a respeito de efeitos positivos de externalidades para os IDEs e efeitos negativos para externalidades de firmas domésticas pré-existentes aos IDEs (*idem, ibidem*).

China, Japão e Outros Países Asiáticos

Em segundo lugar, uma atenção considerável tem sido dada aos países asiáticos e, em especial, às economias emergentes do continente. Nesse sentido, vale mencionar os trabalhos relativos à China (*inter alia* [Roelfsema, Boermans, and Zhang \[2009\]](#); [Armstrong \[2009\]](#); [Ary Tanimoune and Renard \[2011\]](#); [Tanaka and Hashiguchi \[2012\]](#), [Özyurt and Mitze \[2012\]](#)), Japão ([Armstrong \[2009\]](#)) e Vietnã ([Nguyen and Nguyen \[2007\]](#) e [Esiyok and Ugur \[2012\]](#)).

O estudo de [Orr \[2008\]](#) traz uma análise comparativa entre os efeitos espaciais dos fluxos de entrada de IDE à Ásia e à América Latina. Para ambas regiões a autora encontra evidências de que os padrões espaciais dos fluxos de entrada de IDEs (dependência espacial), bem como o seu *clustering*, são positivamente correlacionados tanto para um único país (concentração regional de firmas) quanto para países vizinhos (externalidades e efeitos de vizinhança) (*idem, ibidem*).

Especificamente em relação à China, são diversos os estudos de dependência espacial para os IDEs. O trabalho de [Tanaka and Hashiguchi \[2012\]](#), por exemplo, os autores salientam a importância de políticas públicas para a concentração existente do fluxo de entrada de IDEs na região de aglomeração industrial do delta do rio Yangtze. Como resultado da análise, os autores concluem que o aumento de produtividade das regiões vizinhas decorrentes do *spillover* dos IDEs é maior do que para regiões geograficamente mais distantes (*idem, ibidem*). A mesma conclusão acerca do aumento da produtividade, decorrente da proximidade geográfica dos fluxos comerciais e de IDEs, são apresentados por [Özyurt and Mitze \[2012\]](#).

Países Europeus

Em terceiro lugar, para os países da Europa (expandida), pode-se mencionar alguns estudos contemplando países como a Alemanha (Mitze [2010]), Holanda (Garretsen and Peeters [2008]), Portugal (Crespo, Proença, and Fontoura [2010]), Espanha (Martinez-Martin [2011]), Rússia (Broadman and Recanatini [2001]; Ledyeva [2007] e Kayam Suna, Hisarciklilar, and Yabrukov [2007]), os países da antiga URSS (?), Hungria (Kiss) e para a Turquia (Berkoz and Turk [2005]). Para o conjunto dos países da Europa Central e do Leste, vale citar os trabalhos de Turnock [2001] e de Leibrecht and Riedl [2012].

Para uma compreensão mais holística e com mais micro-dados, vale mencionar o trabalho de Basile, Benfratello, and Castellani [2010] que, através da utilização de um modelo semi-paramétrico binomial negativo de autorregressividade espacial, são analisados os fluxos de entrada de IDEs do tipo *greenfield* para 249 regiões da Europa no período compreendido entre 2003 e 2007.

MENA

Em quarto lugar, é também válido comentar sobre a região do Oriente Médio e Norte da África conhecida pela sigla MENA (*Middle East and North Africa*).

O trabalho de Hisarciklilar, Kayam Suna, and Kayalica [2006], por exemplo, é peculiar por analisar os *drivers* locais dos fluxos de entrada de IDEs para os países do MENA. Na especificação deste estudo, os autores distinguem entre os fatores específicos do país destino dos IDEs, os fatores da região (vizinhança) e fatores relacionados ao comércio (*idem, ibidem*). Para tanto, analisam 18 países no período entre 1980 e 2001 (*idem, ibidem*).

América Latina

Em quinto lugar, vale também destacar os estudos que analisam os fluxos de entrada e/ou saída de IDEs para/da América Latina. Na condição de um conjunto de mercados emergentes, a motivação espacial para o fluxo de entrada de IDEs ganha ainda maior importância (Orr [2008]).

O trabalho de Jordaan [2008], analisa a dependência tanto industrial quanto espacial para os fluxos de entrada de IDEs para as regiões do México. Sua principal conclusão é a de que a participação estrangeira causa, tanto nos níveis intra-regionais quanto inter-regionais, externalidades negativas intra-industriais e externalidades positivas inter-industriais (*idem, ibidem*).

Para a região da América Latina como um todo, assim como para os emergentes asiáticos, vale novamente mencionar o trabalho de Orr [2008]. Na análise desta autora, apesar de indicar a inconclusividade de algumas especificações, ela encontra evidências de que a presença de IDEs em alguns países na região da América Latina é positivamente e significativamente correlacionada com o aumento dos fluxos de entrada

de IDEs em países vizinhos na forma de *spillovers* e externalidades de aglomeração, o que descarta sua hipótese de que os fluxos de IDEs ficariam restritos aos países que originalmente os receberam na região.

Em trabalho recente, Blanco [2012] analisa os fluxos de entrada de IDEs na América Latina para dois fatores espaciais: o mercado potencial da vizinhança e a autocorrelação espacial. A análise de 17 países da região, a autora conclui que, para os fluxos de entrada, o mercado potencial do entorno do país receptor dos IDEs apresenta influência positiva e significativa, mas sem evidência de autocorrelação espacial. Quando se considera somente os fluxos de origem dos EUA, todavia, a autora conclui sobre a significância positiva de autocorrelação espacial, mas sem relevância do mercado potencial do entorno do país receptor dos IDEs (*idem, ibidem*).

Por fim, cabe constatar que não foi encontrado nenhum trabalho especificamente sobre os fluxos de IDE do Brasil com fundamento espacial. Por essa razão, o presente estudo analisa o caso específico do Brasil.

Apresentação dos Dados

Priorizaram-se as fontes públicas dos dados utilizados. Foram consultadas as bases do Banco Central do Brasil (BACEN) (séries históricas), UNCTAD (UNCTADstat) e Banco Mundial (WB Data). Os dados sobre fluxos de entrada (*inbound*) de IDEs discriminados por países de origem foram obtidos do BACEN, cuja base é limitada ao horizonte temporal de 1996 a 2004^a. Os dados de comércio bilateral com o Brasil foram obtidos da base da UNCTAD. Os demais dados específicos dos países foram obtidos do *site* do Banco Mundial.

^aO site do BACEN apresenta dados detalhados de fluxos de entrada de IDEs de maneira consolidada somente para o período considerado. Apesar de para alguns países os períodos serem mais amplos, são temporalmente irregulares e, por essa razão, foram desconsiderados para esta análise.

Para o período entre 1996 e 2004 consideramos os dados descritos a seguir.

(Fluxos de Entrada de IDEs ao Brasil)

Os dados de fluxos do tipo *inbound* de IDEs ao Brasil foram obtidos do *site* da série histórica do BACEN.

Dado que a base somente disponibiliza os dados de forma consolidada por países somente entre 1996 e 2004, foi o horizonte considerado para as demais séries de dados, uma vez que se trata da variável de resposta. Vale mencionar que o *site* disponibiliza séries mensais, mas restritas a um número de países. Como se pretendeu considerar todos os países de origem dos fluxos, foram escolhidas as séries em bases anuais, já que, para essa periodicidade, todos os dados eram disponíveis. Por fim, cabe também mencionar que em outra série histórica consolidada disponibilizada pelo *site*, em que os dados eram apresentados em bases mensais para todos os países de origem dos fluxos, o horizonte era de apenas dois anos e, portanto, foi desconsiderado por não ser representativo aos fins desta análise.

Ademais, vale elencar os países de origem dos fluxos:

Países (104)

África do Sul (ZAF)	Colômbia (COL)	Itália (ITA)	Nicarágua (NIC)
Alemanha (DEU)	Ilhas Cook (PSS)	Japão (JPN)	Paquistão (PAK)
Angola (AGO)	Coreia do Sul (KOR)	Jordânia (JOR)	Paraguai (PRY)
Antigua e Barbuda (ATG)	Costa Rica (CRI)	Antilhas Leeward	Peru (PER)
Antilhas Holandesas (SXM)	Cuba (CUB)	Indonésia (IDN)	Porto Rico (PRI)
Argentina (ARG)	Dinamarca (DNK)	Islândia (ISL)	Portugal (PRT)
Austrália (AUS)	Emirados Árabes Unidos (ARE)	Iugoslávia	Reino Unido (GBR)
Áustria (AUT)	Equador (ECU)	Letônia (LVA)	República Dominicana (DOM)
Aruba (ABW)	Eslovênia (SVN)	Libéria (LBR)	Polônia (POL)
Arábia Saudita (SAU)	Espanha (ESP)	Líbia (LBY)	Romênia (ROM)
Bahamas (BHS)	Estados Unidos (USA)	Liechtenstein (LIE)	Rússia (RUS)
Bahrain (BHR)	Filipinas (PHL)	Luxemburgo (LUX)	São Vicente e Grenadines (VCT)
Barbados (BRB)	Finlândia (FIN)	Ilhas Madeira	Suécia (SWE)
Bélgica (BEL)	Eslováquia (SVK)	Malásia (MYS)	Suíça (CHE)
Bermuda (BMU)	Taiwan (TWN)	Malta (MLT)	Tailândia (THA)
Bolívia (BOL)	França (FRA)	Libano (LBN)	República Tcheca (CZE)
Canadá (CAN)	Gibraltar (GIB)	Macau (MAC)	Trinidad e Tobago (TTO)
Ilhas do Canal (CHI)	Grécia (GRC)	Marrocos (MAR)	Turquia (TUR)
Belize (BLZ)	Guatemala (GTM)	Maurício (MUS)	Uruguai (URY)
Cabo Verde (CPV)	Guiana Francesa (PYF)	México (MEX)	Seychelles (SYC)
Catar (QAT)	Hong Kong (HKG)	Mônaco (MCO)	Síria (SYR)
Ilhas Cayman (CYM)	Hungria (HUN)	Noruega (NOR)	Santa Lúcia (LCA)
Chile (CHL)	Índia (IND)	Nova Zelândia (NZL)	Venezuela (VEN)
China (CHN)	Guadeloupe (MAF)	Holanda (NLD)	Ilhas Virgens Britânicas (VGB)
Chipre (CYP)	Irlanda (IRL)	Panamá (PAN)	Ilhas Virgens Americanas (VIR)
Cingapura (SGP)	Israel (ISR)	Ilhas Marshall (MHL)	Zimbábue (ZWE)

As séries disponibilizadas pelo BACEN apresentam países e/ou regiões que não são entidades soberanas, o que dificulta a obtenção de dados específicos por países para as outras variáveis. Esse é o caso das Ilhas do Canal e Ilhas Virgens Britânicas (sob jurisdição do Reino Unido), Ilha da Madeira (sob jurisdição de Portugal), Ilhas Cook (com autonomia relativa em relação à Nova Zelândia), Guiana Francesa (departamento ultramarino francês), Ilhas Leeward (antiga designação de uma região do Caribe cujas ilhas encontram-se atualmente sob jurisdição de diversos países tais como Holanda, Reino Unido, Estados Unidos e Venezuela), Antilhas Holandesas (compreendendo Curaçao e Bonaire - ilhas caribenhas sob jurisdição da Holanda - mas excetuando Aruba que é apresentada separadamente), Hong Kong e Macau (atualmente sob jurisdição da China), Iugoslávia (antiga designação que, até 1992 agrupava a Sérvia, Montenegro, Bósnia

Herzegovina, Croácia, Eslovênia, Macedônia, Kosovo e Voivodina, mas que são apresentados na série de maneira consolidada).

(Comércio Bilateral)

Os dados de comércio bilateral com o Brasil foram obtidos do *site* da UNCTAD.

Igualmente, para o período entre 1996 e 2004, determinado pela restrição temporal da variável independente, foram considerados os dados de comércio com o Brasil somente em relação à totalidade do montante, sem discriminar por tipo de bem. Aliás, cabe também ressaltar que foram consideradas somente as séries relativas ao comércio de mercadorias. Não foram considerados nem o comércio de serviços, nem o comércio de produtos financeiros.

(Distância entre os Países)

A distância entre os países e o Brasil (tomado como centro gravitacional) em dados monádicos e unidirecionais considerou a distância física geodésica.

Para a distância geográfica entre os países utilizamos os dados do trabalho de [Mayer and Zignago \[2011\]](#) que apresentam variáveis gravitacionais para calcular a distância bilateral entre países. O trabalho desses autores propõe dois tipos de distância geodésica preliminares:

- Uma distância geodésica baseada em grandes círculos concêntricos que utiliza de coordenadas de latitude e longitude, mas que toma como centro uma ponderação das aglomerações populacionais e grandes centros econômicos e urbanos;
- Uma distância geodésica igualmente baseada em círculos concêntricos baseada nas mesmas referências para coordenadas, mas que toma como centro única e exclusivamente a capital do país.

É importante mencionar que tal distinção é particularmente importante no caso brasileiro em que a capital Brasília não coincide com o eixo São Paulo - Rio de Janeiro que representa o centro urbano e econômico do país. Segundo os autores do estudo, este é também o caso de países como a África do Sul, Alemanha, Austrália, Benin, Bolívia, Canadá, Costa do Marfim, Estados Unidos, Cazaquistão, Nigéria, Tanzânia e Turquia (*idem, ibidem*).

Nesse sentido, utilizamos alternada e alternativamente as duas distâncias, conforme o caso (que será especificado no item seguinte), de acordo com a proposta de cada especificação do modelo.

Especificações do Modelo

Foram utilizados modelos tradicionais para os erros e autocorrelações espaciais. Nesta seção apresentamos as especificações dos modelos OLS, SAR, SEM, SDM e SAC. Adicionalmente, discutimos o modelo GS2SLS.

Para a apresentação dos modelos, fazemos referência ao trabalho de [Golgher \[2012\]](#), que resume a literatura com profundidade e qualidade. O trabalho apresenta oito modelos e suas interligações para suas evoluções. Para fins desta presente análise apresentamos apenas as quatro principais. As deduções e provas podem ser encontradas no trabalho de [Golgher \[2012\]](#). Limitamo-nos a apresentar aqui apenas os resultados.

[-] Modelo de Defasagem ("Lag") Espacial (SAR: Spatial Autoregressive Model)

Especificação:

$$\underline{FDI} = \rho \cdot \underline{W} \cdot \underline{FDI} + \underline{X}\beta + \underline{\varepsilon}; \quad \underline{\varepsilon} \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2 I_n).$$

Por manipulação, temos:

$$\mathbb{E}[\underline{FDI}] = \mathbb{E}[(I - \rho \cdot \underline{W})^{-1} (X\beta + \varepsilon)] = (I - \rho \cdot \underline{W})^{-1} \mathbb{E}[(X\beta + \varepsilon)] = (I - \rho \cdot \underline{W})^{-1} (X\beta).$$

E o parâmetro:

$$\widehat{\beta}_{SAR} = (X^T X)^{-1} X^T (I - \widehat{\rho} \cdot \underline{W}) Y = \widehat{\beta}_{OLS} - \widehat{\rho} (X^T X)^{-1} X^T \cdot \underline{W} \cdot Y.$$

[-] Modelo de Erro Espacial (SEM: Spatial Error Model)

Especificação:

$$\underline{FDI} = \underline{X}\beta + \underline{u}; \quad \underline{u} = \lambda \cdot \underline{W} \cdot \underline{u} + \underline{\varepsilon}; \quad \underline{\varepsilon} \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2 I_n).$$

Por manipulação, temos:

$$\mathbb{E}[FDI] = \mathbb{E}[X\beta + (I - \lambda \cdot W)^{-1} \cdot \varepsilon] = X\beta.$$

[-] Modelo de "Durbin"Espacial (SDM: Spatial Durbin Model)

Especificação:

$$\underline{FDI} = \rho \cdot \underline{W} \cdot \underline{y} + \underline{X}\beta + \underline{W} \cdot \underline{X} \cdot \theta + \underline{\varepsilon}; \quad \underline{\varepsilon} \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2 I_n).$$

Por manipulação, temos:

$$\mathbb{E}[FDI] = (I - \rho \cdot W)^{-1} \cdot X\beta + W \cdot X \cdot \theta.$$

[-] Modelo de Kelejian-Prucha (SAC: Spatial Autoregressive Model with Autoregressive and Heteroskedastic Disturbances)

Especificação:

$$\underline{FDI} = \rho \cdot \underline{W} \cdot \underline{FDI} + \underline{X}\beta + \underline{u}; \quad \underline{u} = \lambda \cdot \underline{W} \cdot \underline{\varepsilon}; \quad \underline{\varepsilon} \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2 I_n).$$

Por manipulação, temos:

$$\mathbb{E}[FDI] = \mathbb{E}[(I - \rho \cdot W)^{-1} \cdot X\beta + (I - \rho \cdot W)^{-1} \cdot (I - \lambda \cdot W)^{-1} \cdot \varepsilon] = (I - \rho \cdot W)^{-1} \cdot X\beta.$$

[-] Modelo Espacial Generalizado de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (GS2SLS: Generalized Spatial Two Stages Least Squares Model)

Especificação:

$$\underline{FDI} = \underline{Z}\gamma + \underline{\varepsilon}; \quad \underline{Z} = [\underline{X}, \underline{W} \cdot \underline{FDI}]; \quad \gamma = [\beta, \rho]; \quad \underline{\varepsilon} \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2 I_n).$$

Em que:

$$\hat{\gamma}_{GS2SLS} = [\hat{Z}^T Z]^{-1} \hat{Z}^T \underline{FDI}.$$

Resultados e Discussões

Apesar do comportamento altamente heterocedástico das séries utilizadas, conforme resultados que são apresentados nesta seção, discutimos a questão dos erros e autocorrelações espaciais das séries de IDE (*inbound*) do Brasil entre os anos de 1996 e 2004. De antemão, vale mencionar que foram utilizados métodos *cross-section* para cada ano ao invés de uma consolidação em painel. A explicação, conforme será também detalhada, refere-se aos testes de raízes unitárias encontradas para $AR(2)$.

Conforme o mapa em cores (*choropleth*) abaixo, identificamos os países da América do Sul com os maiores fluxos de entrada de IDE (em azul mais escuro) entre os anos de 1996 e 2004:

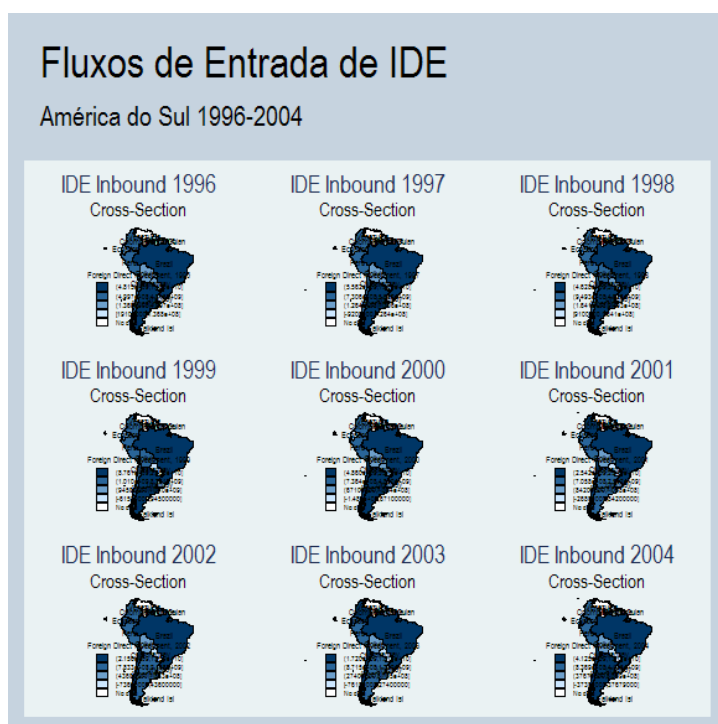


Figura 1: Países da América do Sul por Volume de entrada de IDE

Em análise puramente visual, é possível identificar que a proporção de recebimento de IDEs entre os países da América do Sul sofre relativamente baixa variação ao longo do período considerado.

(Testes de Autocorrelação Espacial)

Nesta seção apresentamos os mapas geo-referenciados, os testes de autocorrelação global e local, bem como estimativas de algumas especificações selecionadas.

Para as autocorrelações são utilizadas três métricas espaciais tradicionais. A primeira delas, o "I" de Patrick Moran, ou simplesmente **I de Moran**, é uma medida de autocorrelação espacial global que varia entre -1 (perfeita autocorrelação negativa) e $+1$ (perfeita autocorrelação positiva). Esquemáticamente, pode ser obtido por:

$$Moran I_{global} = \frac{N}{\sum_i \sum_j w_{i,j}} = \frac{\sum_i \sum_j w_{i,j} (FDI_i - \overline{FDI})(FDI_j - \overline{FDI})}{\sum_i (FDI_i - \overline{FDI})^2}$$

onde N é o número de unidades espaciais indexadas por i e por j ; FDI é a variável dependente de interesse IDE do ano; \overline{FDI} é a média dos fluxos de IDE do ano; $w_{i,j}$ é o elemento da matriz de vizinhança conforme as coordenadas. Vale mencionar que todos os países do mundo foram incluídos, mas foram atribuídos valores nulos para aqueles que não realizaram IDEs no Brasil no período considerado e segundo os registros do BACEN.

Antes de prosseguir com a apresentação das medidas descritivas dos dados, vale ressaltar que outra medida de autocorrelação espacial também tradicionalmente utilizada é o "C" de Roy C. Geary, ou simplesmente **C de Geary** que também descreve uma métrica global das autocorrelações espaciais. A única diferença com o "I" de Moran é sua maior sensibilidade às autocorrelações locais. No entanto, devido ao fato de que também são apresentadas medidas locais de autocorrelação, julgamos desnecessário o detalhamento do "C" de Geary.

Assim, como medidas locais de autocorrelação espacial, apresentamos o **"LISA"** ("Local Indicators of Spatial Autocorrelation") que utiliza o mesmo conceito do "I" de Moran, mas é adaptado para a unidade local espacial, e o "G" de A. Gettis e J. Ord, ou simplesmente **G de Gettis-Ord**. Assim:

$$LISA_i = \sum_i \frac{Moran I_i}{n} = \frac{N \times FDI_i}{\sum_i FDI_i^2} \times \sum_j w_{i,j} FDI_j$$

onde $Moran I$ é o "I" de Moran global; n é o número de unidades espaciais; N é o número de vizinhos (conforme matriz de vizinhança); $W_{i,j}$ é a matriz de ponderação.

Antes dos resultados, apresentamos a seguir os mapas geo-referenciados para os volumes de entrada IDE no Brasil de acordo com o país de origem. Conforme a legenda, a cor branca representa países que não realizaram aportes significativos de IDEs ao Brasil. Em contraste, a cor vermelha representa os países com maiores volumes. As cores azul e roxo representam os volumes intermediários.

Além disso, vale mencionar o referenciamento dos dados representados em um eixo tridimensional. As duas coordenadas convencionais representam as latitudes e longitudes dos centroides dos países. A terceira coordenada representa os valores de IDE (*inbound*) ao Brasil. O eixo bidimensional é representado, portanto, por:

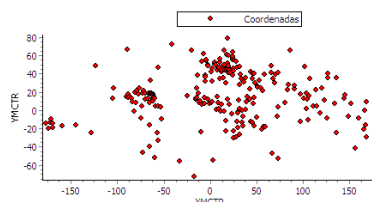


Figura 2: Coordenadas Utilizadas dos Centroides de Todos os Países

Para a matriz dos pesos foram atribuídos valores à contiguidade do tipo "rainha", de maneira a considerar todos os países da América do Sul (exceto Guiana Francesa). Como já explicado, apesar de a Guiana Francesa pertencer à região da América do Sul e, nesse sentido, de fato sofrer os efeitos espaciais dos fluxos econômicos analisados, trata-se de um departamento (não-autônomo) francês e, portanto, não apresenta dados agregados oficiais autônomos, o que dificulta essa análise. A mesma observação é válida para as demais regiões e países sem total autonomia ou sem soberania. Além disso, a escolha da matriz de vizinhança baseada no método "rainha" e não os vizinhos fisicamente diretos justifica-se pela relativa integração econômica das economias da América do Sul e/ou a potencialidade desses mercados sob a ótica dos remetentes dos fluxos de IDE.

Como resultado descritivo, apresentamos em seguida os valores anuais do "I" de Moran (global e univariado em IDE), bem como os respectivos correlogramas.

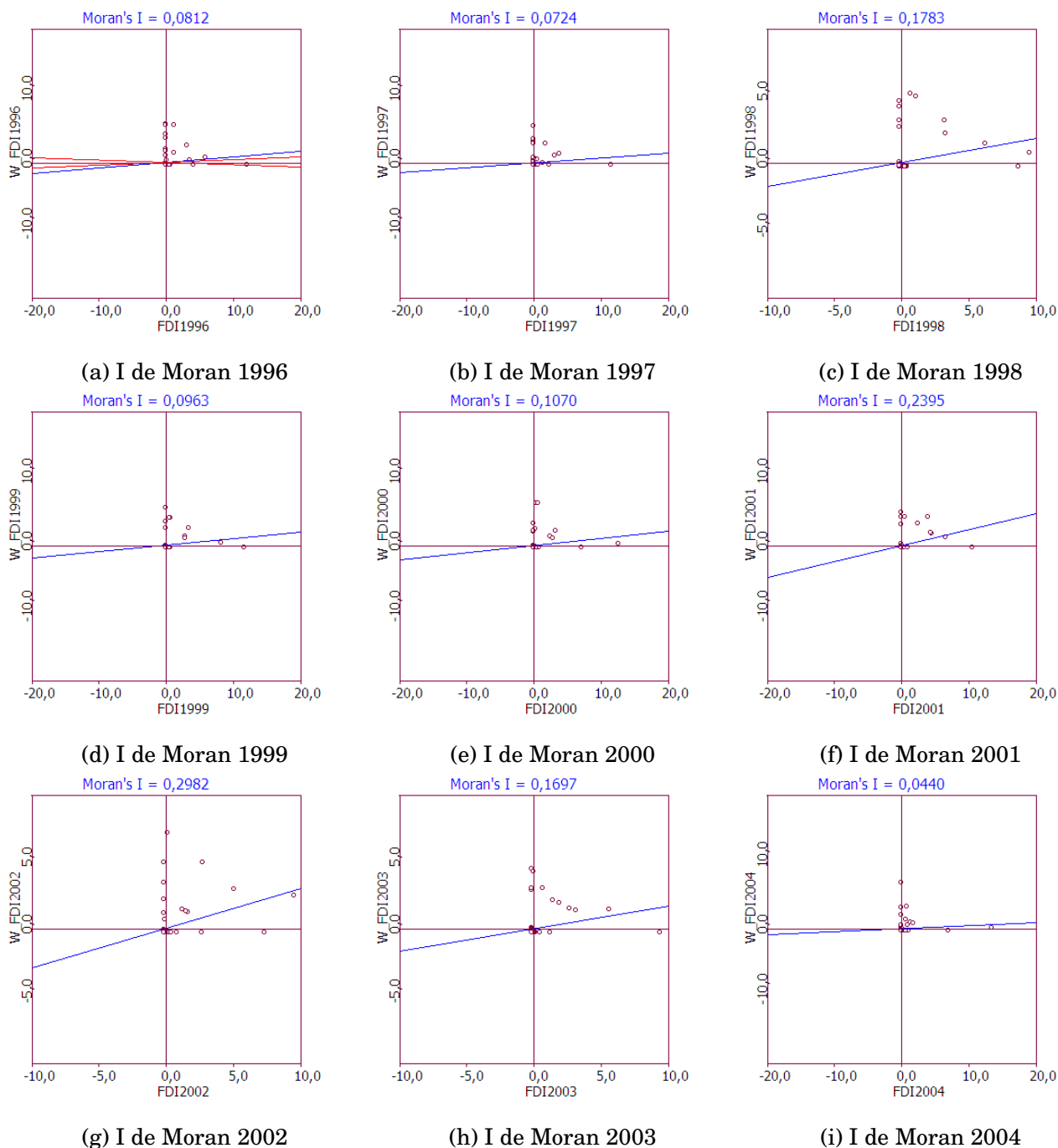
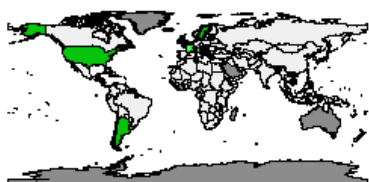


Figura 3: Valores e Correlogramas do "I" de Moran

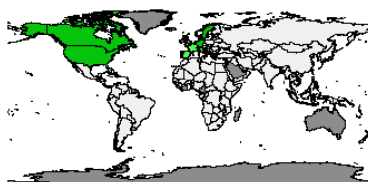
Conforme os gráficos e os valores obtidos fazemos inicialmente duas observações. Primeiramente, para as séries utilizadas, constatam-se correlações positivas relativamente baixas para os anos próximos a 1996 e próximos a 2004, correspondendo ao período inicial e final dos dados utilizados. Vale novamente mencionar o comportamento heterocedástico das séries (cujos resultados serão discutidos em seguida), o

que pode ter contribuído para tal irregularidade temporal na significância da correlação. De qualquer maneira, os anos próximos a 2001 apresentam significativa correlação espacial para a especificação e dados utilizados. Esse fato, por si, já justificaria a utilização dos modelos tradicionais de regressão espacial para análise mais aprofundada dos dados.

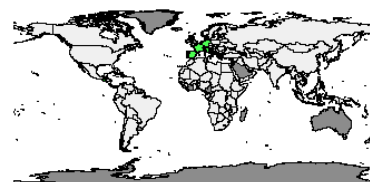
Em segundo lugar, para as autocorrelações locais, mensurados pelo "LISA"(univariado em IDE), apresentamos o mapa para apenas três anos distintos, mas representativos. Nos mapas, a escala de verde representa as classes de significância estatística, variando entre $p = 0,05$ (representado pelo verde mais claro) e $p = 0,0001$ (verde mais escuro).



(a) LISA 1997



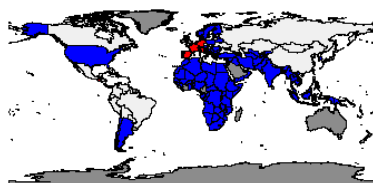
(b) LISA 1999



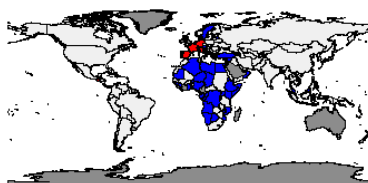
(c) LISA 2003

Figura 4: Mapas de Correlação Local LISA - Anos Selecionados

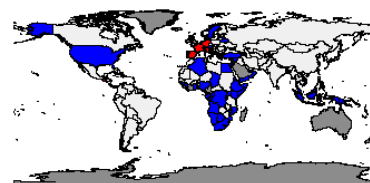
De maneira semelhante, apresentamos em seguida o "G" de Gettis-Ord (univariado em IDE) como medida de autocorrelação espacial local para alguns anos selecionados.



(a) G de Gettis-Ord 2000



(b) G de Gettis-Ord 2001



(c) G de Gettis-Ord 2004

Figura 5: Mapas de Correlação Local Gettis-Ord - Anos Selecionados

Apesar da heterocedasticidade, é possível verificar a presença de autocorrelação, ainda que em um grau reduzido, tanto em nível global quanto em nível local para os fluxos de entrada de IDEs. Por essa razão, realizamos testes adicionais de heterocedasticidade e de raízes unitárias para justificar a escolha das especificações das regressões.

(Testes de Heterocedasticidade e de Raízes Unitárias)

Para a realização dos testes de raízes unitárias analisamos a série histórica consolidada de entrada de fluxos de IDE entre 1996 e 2004 com origem em todos os países. Em seguida, apresentamos os resultados

Primeiramente analisamos os resultados sem os controles. Para o modelo OLS simples

$FDI \sim Distancia + Comercio$, obtivemos o seguintes resultados para testes diversos de heterocedasticidade:

Testes de Heterocedasticidade Dos Resíduos - OLS (p-valores)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg	0.5214	0.8298	0.4678	0.4520	0.5250	0.5907	0.8211	0.2528	0.7646
White	0.9487	0.8609	0.1499	0.5066	0.7248	0.1645	0.1168	0.1978	0.2723
Ramsey RESET / Wald	0.4702	0.4220	0.9920	0.0726	0.7520	0.0217	0.1672	0.0026	0.0026
Machado-Santos Silva	0.835	0.917	0.707	0.656	0.904	0.842	0.694	0.289	0.898

Apesar de diferenças teóricas entre as metodologias para testes de heterocedasticidade, pode-se constatar sua presença em diferentes graus para os diferentes anos analisados.

Além disso, no que se refere à questão da estacionariedade da série consolidada de fluxos de entrada de IDE, realizamos o seguinte teste de raízes unitárias:

Testes de Raízes Unitárias - Significância em AR(2)

	Dickey-Fuller (Aumentado)	Phillips-Perron	DF-GLS
$Z(t)$	-4.741* [-6.965 -2.920 -1.886]	-0.109 [-2.660 -1.950 -1.600]	(L2) -5.519 [-3.770 -3.190 -2.890]
$Z(\rho)$	-	-0.109 [-11.900 -7.300 -5.300]	(L1) -1.690 [-3.770 -3.190 -2.890]
L1	-1.360096* (-4.74) (0.2868827)	1.004941*** (8.77) (0.1146412)	-
LD	0.3354815 (1.31) (0.255418)	-	-
L2D	0.9005856 (3.39) (0.2654958)	-	-
Intercepto (<i>drift</i>)	28212.65* (4.47) (6305.035)	-	-

Valores Críticos entre colchetes a 1%, 5% e 10%, ou Estatísticas "t" e Erro-Padrão entre parênteses

Referência: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Pela análise dos três testes, encontramos raízes unitárias somente para **AR(2)**, o que comprova sua não-estacionariedade e sua conseqüente dificuldade de modelagem no sentido temporal (*time-series*). Por essa razão decidimos pela abordagem exclusivamente *cross-section* por ano, o que mitiga os efeitos de não-estacionariedade, mas não de heterocedasticidade. Vale mencionar que existem modelos espaço-temporais capazes de controlar esses efeitos, mas que deixamos à agenda de pesquisa, dado que a intenção deste presente trabalho refere-se única e exclusivamente a avaliar o efeito espacial sobre os fluxos de entrada de IDE no Brasil.

(Resultados das Especificações Espaciais)

Para a realização dos testes de raízes unitárias analisamos a série histórica consolidada de entrada de fluxos de IDE entre 1996 e 2004 com origem em todos os países. Em seguida, apresentamos os resultados

Primeiramente, apresentamos nossa construção da Matriz de Pesos (ou de Vizinhança ou de Contigüidade).

Matriz de Vizinhaça e Matriz de Pesos

Dado que se deseja analisar os efeitos (ou influências) espaciais decorrentes (ou a partir) dos dados de fluxos de IDE no Brasil, consideramos as seguintes abordagens:

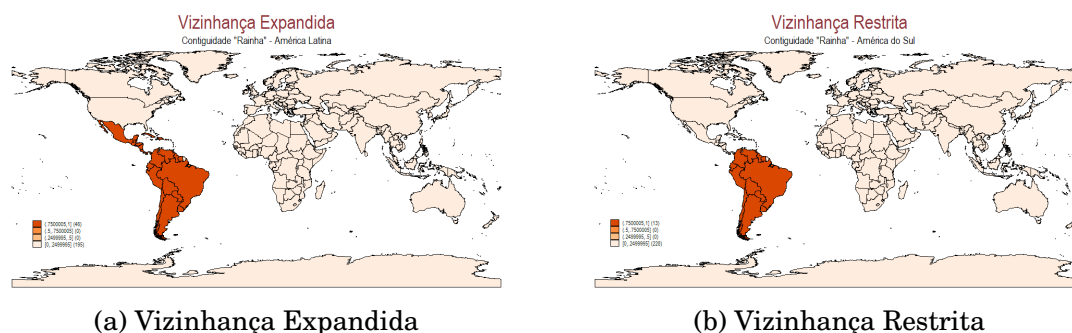


Figura 6: Matrizes Espaciais de Contiguidade

Em primeiro lugar, a respeito da decisão entre a escolha de matrizes do tipo "rainha" (ou "queen") (em que são considerados também os vizinhos não-estritamente adjacentes) ou do tipo "torre" (ou "rook") (em que são considerados estritamente apenas os vizinhos cujas fronteiras são compartilhadas), decidiu-se pela escolha do tipo "rainha", mais condizente com a distância econômica e comercial dos países da América Latina.

Em segundo lugar, para a escolha entre uma vizinhaça mais restrita aos países da América do Sul ou mais alargada aos países da América Latina e Caribe, decidiu-se pela escolha da vizinhaça mais restrita. Isso porque os processos de integração econômica entre os países da América do Sul são mais evidentes (e politicamente mais consistentes), do que aqueles entre os países da América Latina em geral. Além disso, dada a abordagem do tipo "rainha", foram também considerados países como o Chile e o Equador na construção da matriz de contiguidade.

Assim, para a construção da Matriz de Pesos \boxed{W} , consideramos:

$$\mathbf{W}_{n \times n} = \begin{pmatrix} Investidor_{1,1} & \cdots & Investidor_{1,n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ Investidor_{n,1} & \cdots & Investidor_{n,n} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & \cdots & & \\ \vdots & \ddots & \vdots & \\ & \cdots & 0 & \cdots \\ & & \vdots & \ddots & \vdots \\ & & & \cdots & 0 \end{pmatrix}$$

de maneira que $\boxed{diag(\mathbf{W}) = 0}$; $\boxed{tr(\mathbf{W}) = 0}$ e as correspondências com países da América do Sul recebam peso 1.

Em seguida, normalizamos a Matriz $\boxed{\mathbf{W}}$ de maneira que cada linha somada totalize 1. Além disso, utilizamos o inverso da matriz diagonal para as regressões: $\boxed{\mathbf{W}^{-1}}$.

Em segundo lugar, apresentamos os resultados das regressões por ano e sem os controles. A intenção primária é avaliar os efeitos de *spillover* comerciais decorrentes do IDE.

Resultados das Regressões Espaciais

Apresentamos, então, nas páginas seguintes as tabelas dos coeficientes, erros e estatísticas de análise para cada ano para cada uma das especificações do item anterior (OLS, SAR, SEM, SDM, SAC e GL2SLS). Para os modelos SAR e SDM utilizamos efeitos multiplicadores de defasagem para amenizar a heterocedasticidade. Para os demais modelos utilizamos a especificação

$\boxed{FDI_{ano} \sim Distancia + Comercio}$. Por fim, justificamos a escolha do modelo generalizado de mínimos quadrados em dois estágios para avaliar a conveniência de se instrumentalizar a defasagem espacial.

Antes, porém, convém mencionar que a baixa significância das distâncias e/ou do comércio entre vizinhos da maioria dos resultados a seguir pode ser decorrente da alta variedade de países emissores no consolidado, mas relativamente baixa variedade dentro de cada ano (para os fins da análise *cross-section*). Além disso, conforme gráfico que será apresentado na seção seguinte de conclusão, apesar da grande quantidade de países originários dos fluxos de entrada de IDE no Brasil, a significância linear da grande maioria deles é relativamente baixa.

Resultados das Regressões de 1996 - Coeficientes						
Coef.	OLS	SAR	SEM	SDM	SAC	GS2SLS
Distância	-0.0000215 (-0.25) [0.0000861]	0.8281009* (2.38) [0.3476403]	-0.002427** (-2.81) [0.0000864]	5.42e-06 (0.12) [0.0000438]	-0.0002437** (-2.84) [0.0000858]	-0.0001037 (-1.50) [0.0000693]
Comércio	0.0710273 (0.50) [0.142727]	0.1275596*** (7.40) [0.0172432]	-0.0671381 (-0.57) [0.116912]	0.1252501*** (6.87) [0.0182366]	-0.0678681 (-0.59) [-0.0678681]	0.1891993*** (4.10) [0.0461626]
Intercepto	3.510124* (2.04) [1.723577]	-8.064666*** (-2.51) [3.216412]	8.221272*** (4.15) [1.978871]	-0.4059784 (-0.82) [0.4933674]	8.241811*** (4.22) [1.951132]	0.3500502 (4.10) [0.0461626]
W	-	-	-	-2.43e-08** (-2.82) [8.62e-09]	-	-7.82e-06 (-0.17) [0.0000463]
R^2	0.0088	0.0071	0.0010	0.0048	0.0057	0.1560
$R^2 - Ajust.$	-0.0596	0.0071	-0.0088	-0.0050	-0.0041	0.1393
ρ	-	0.0001336*** (4.01) [0.0000333]	-	0.0002337*** (4.43) [0.0000528]	-0.000143 (-0.33) [-0.000143]	-
λ	-	-	-0.0000591*** (-3.92) [0.000015]	-	-0.0000125 (-0.10) [0.0001215]	-
Σ	-	0.5717603*** (5.33) [0.107351]	1.434205*** (8.34) [0.1718785]	0.6323676*** (3.59) [0.1759491]	1.427638*** (8.28) [0.1723694]	-

Estadísticas "t" ou "z" entre parênteses; Erros-padrão entre colchetes
Referência: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Resultados das Regressões de 1997 - Coeficientes						
Coef.	OLS	SAR	SEM	SDM	SAC	GS2SLS
Distância	-0.000119 (-1.43) [0.0000829]	0.0000985 (1.53) [0.0000643]	-0.0001099 (-1.29) [0.0000855]	6.16e-07 (0.01) [0.0000751]	-0.0002437** (-2.84) [0.0000858]	-0.0000742 (-0.97) [0.0000761]
Comércio	0.1490387 (1.13) [0.1313414]	0.1150109*** (6.21) [0.0220775]	0.1456443 (2.16) [0.0674581]	0.1054669*** (4.63) [0.0227995]	-0.0678681 (-0.59) [-0.0678681]	0.2027611*** (4.07) [0.0488576]
Intercepto	3.8501* (2.36) [1.631579]	-1.601266** (-2.37) [0.6752587]	4.025474*** (3.17) [1.271589]	-0.3483796 (-0.42) [0.838871]	8.241811*** (4.22) [1.951132]	0.0696665 (0.07) [0.9948603]
W	-	-	-	-2.08e-08 (-2.47) [8.42e-09]	-	2.07e-06 (0.05) [0.0000454]
R ²	0.0840	0.0034	0.1309	0.0048	0.0057	0.1442
R ² – Ajust.	0.0208	0.0034	0.1224	-0.0050	-0.0041	0.1272
ρ	-	0.0002143*** (5.84) [0.0000367]	-	0.0002703*** (9.10) [0.0000297]	-0.000143 (-0.33) [-0.000143]	-
λ	-	-	-0.0000196 (-0.29) [0.0000666]	-	-0.0000125 (-0.10) [0.0001215]	-
Σ	-	0.7089904*** (3.87) [0.1833794]	1.572312*** (5.68) [0.1811586]	0.7716116*** (3.75) [0.2057528]	1.427638*** (8.28) [0.1723694]	-

Estadísticas "t" ou "z" entre parênteses; Erros-padrão entre colchetes
Referência: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

Resultados das Regressões de 1998 - Coeficientes						
Coef.	OLS	SAR	SEM	SDM	SAC	GS2SLS
Distância	0.0001018 (1.07) [0.0000949]	0.000063 (1.33) [0.0000472]	-0.0001769* (-2.11) [0.000084]	5.30e-06 (0.10) [0.0000541]	-0.0001769* (-2.10) [0.0000842]	-0.0001283 (-1.56) [0.0000822]
Comércio	0.1678742 (1.03) [0.1625491]	0.1772589*** (7.68) [0.0230692]	0.1799828* (2.76) [0.0652711]	0.171072*** (7.23) [0.023677]	0.1796865** (2.74) [0.0655246]	0.2306436*** (4.13) [0.055837]
Intercepto	1.98474 (0.97) [2.050388]	-1.208491* (-2.16) [0.5607408]	5.015954*** (3.86) [1.299592]	-0.4307535 (-0.67) [0.646186]	5.021444*** (3.84) [1.306023]	0.6189321 (0.57) [1.089149]
W	-	-	-	-2.17e-08* (-2.53) [8.58e-09]	-	-0.0000351 (-0.79) [0.0000442]
R ²	0.0821	0.0001	0.1163	0.0000	0.1466	0.1572
R ² – Ajust.	0.0229	0.0001	0.1076	-0.0098	0.1382	0.1405
ρ	-	0.000178*** (6.05) [0.000294]	-	0.0002585*** (6.96) [0.0000371]	-0.000017 (-0.07) [0.0002272]	-
λ	-	-	-0.0001064 (-1.77) [0.00006]	0.3731222*** (3.66) [0.1019635]	-0.0000807 (-0.25) [0.0003241]	-
Σ	-	0.3540648*** (3.74) [0.0946273]	1.346562*** (8.45) [0.1593205]	-	1.347261*** (8.45) [0.1595195]	-

Estatísticas "t" ou "z" entre parênteses; Erros-padrão entre colchetes

Referência: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

Resultados das Regressões de 1999 - Coeficientes						
Coef.	OLS	SAR	SEM	SDM	SAC	GS2SLS
Distância	-0.0000498 (-0.53) [0.0000939]	0.0000538 (0.92) [0.0000584]	-0.0001196 (-1.16) [0.0001028]	-0.0001228 (-1.75) [0.0000703]	-0.0001198 (-1.16) [0.0001032]	-0.0001877* (-2.29) [0.0000819]
Comércio	0.2340453 (1.69) [0.1382774]	0.0724028*** (5.82) [0.0124441]	0.1591533** (2.50) [0.0637185]	0.0706693*** (5.45) [0.0129624]	0.1590067** (2.48) [0.0640673]	0.1832198*** (3.37) [0.054372]
Intercepto	2.488645 (1.50) [1.657372]	-1.006561 (-1.55) [0.6492268]	4.437195*** (3.31) [1.34047]	1.269352 (1.58) [0.8043845]	4.441005*** (3.28) [1.352262]	1.868097 (1.73) [1.078616]
W	-	-	-	-0.0001228 (-1.75) [0.0000703]	-	-0.0000734 (-1.69) [0.0000434]
R ²	0.0872	0.0001	0.1067	0.0022	0.1201	0.1402
R ² - Ajust.	0.0263	0.0001	0.0979	-0.0076	0.1115	0.1232
ρ	-	0.0001123*** (3.31) [0.0000339]	-	0.0002574*** (6.65) [0.0000387]	-4.87e-06 (-0.02) [0.0002033]	-
λ	-	-	-0.0001097 (-1.37) [0.0000802]	-	-0.0001001 (-0.25) [0.0003984]	-
Σ	-	1.331242*** (7.03) [0.1892763]	1.818089*** (9.45) [0.1924496]	1.286093*** (6.93) [0.1855587]	1.818502*** (9.41) [0.1931549]	-

Estadísticas "t" ou "z" entre parênteses; Erros-padrão entre colchetes
Referência: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

Resultados das Regressões de 2000 - Coeficientes						
Coef.	OLS	SAR	SEM	SDM	SAC	GS2SLS
Distância	-0.0000664 (-0.79) [0.0000839]	0.0000832 (1.66) [0.00005]	-0.0002475** (-2.81) [0.0000882]	8.79e-07 (0.01) [0.0000634]	-0.000248** (-2.80) [0.0000884]	-0.0001558 (-1.82) [0.0000858]
Comércio	0.1489931 (1.26) [0.1180527]	0.1349025*** (6.35) [0.0212443]	0.1602393** (8.12) [0.0513525]	0.1220937*** (5.52) [0.0221368]	0.1598119** (3.09) [0.0516436]	0.1871286*** (3.39) [0.0552579]
Intercepto	4.117965** (2.83) [1.457565]	-1.491748* (-2.31) [0.6457082]	6.152102*** (5.34) [1.152083]	-0.3474858 (-0.43) [0.8007684]	6.162513*** (5.31) [1.352262]	1.540938 (1.37) [1.122608]
W	-	-	-	-2.53e-08* (-2.66) [9.50e-09]	-	-0.0000492 (-1.16) [0.0000425]
R^2	0.0580	0.0000	0.0713	0.0002	0.1076	0.1251
$R^2 - Ajust.$	0.0070	0.0000	0.0622	-0.0096	0.0988	0.1078
ρ	-	0.0001995*** (5.97) [0.0000334]	-	0.0002686*** (8.73) [0.0000308]	-0.0000209 (-0.07) [0.0003171]	-
λ	-	-	-0.0000848** (-3.11) [0.000273]	-	-0.0000656 (-0.24) [0.0002766]	-
Σ	-	0.6340549*** (4.07) [0.1556048]	1.458809*** (8.79) [0.1659872]	0.7117113*** (3.91) [0.1822509]	1.459144*** (8.79) [0.1690455]	-

Estadísticas "t" ou "z" entre parênteses; Erros-padrão entre colchetes
Referência: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Resultados das Regressões de 2001 - Coeficientes						
Coef.	OLS	SAR	SEM	SDM	SAC	GS2SLS
Distância	-0.0000955 (-0.99) [0.0000969]	0.0000404 (0.48) [0.0000889]	-0.0001586 (-1.79) [0.0000884]	-0.0000414 (-0.43) [0.0000955]	-0.0001613 (-1.76) [0.0000919]	-0.0000784 (-0.77) [0.0001023]
Comércio	0.3463217 (2.31) [0.1499756]	0.0703245* (3.09) [0.0227633]	0.1206563 (1.91) [0.0630116]	0.0636471** (2.71) [0.0235205]	0.1185789 (1.81) [0.0656658]	0.1962335** (3.03) [0.06485]
Intercepto	-1.095171 (-0.58) [1.883564]	-0.4293003 (-0.44) [0.9663722]	4.621471*** (3.71) [1.246997]	0.698192 (0.61) [1.146604]	4.676173*** (3.49) [1.340503]	0.3182166 (0.24) [1.331759]
W	-	-	-	-2.56e-08 (-1.91) [1.34e-08]	-	-0.0000405 (-0.65) [0.0000626]
R^2	0.0792	0.0001	0.0395	0.0017	0.0627	0.0887
$R^2 - Ajust.$	0.0518	0.0001	0.0301	-0.0080	0.0535	0.0706
ρ	-	0.0001493* (2.58) [0.0000578]	-	0.0002388*** (4.22) [0.0000566]	-0.0000408 (-0.09) [0.0004708]	-
λ	-	-	-0.0000987 (-1.90) [0.0000519]	-	-0.0000555 (-0.13) [0.0004347]	-
Σ	-	1.489331 (3.80) [0.3916627]	2.055441*** (10.69) [0.1922417]	1.584159*** (3.68) [0.4305927]	2.056605*** (10.69) [0.1923213]	-

Estadísticas "t" ou "z" entre parênteses; Erros-padrão entre colchetes
Referência: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Resultados das Regressões de 2002 - Coeficientes						
Coef.	OLS	SAR	SEM	SDM	SAC	GS2SLS
Distância	-0.0001333 (-1.40) [0.0000954]	0.0000124 (0.14) [0.000886]	-0.0001762 (-1.90) [0.0000927]	-0.0000863 (-0.85) [0.0001015]	-0.0001784 (-1.90) [0.0000938]	-0.0001368 (-1.40) [0.0000978]
Comércio	0.3275424* (2.54) [0.1291858]	0.0566488* (2.47) [0.022896]	0.1211394 (1.76) [0.0688715]	0.0445053 (1.84) [0.0241324]	0.1193383 (1.71) [0.0697894]	0.2210197*** (3.54) [0.0624475]
Intercepto	-0.5152422 (-0.31) [1.651554]	-0.0346784 (-0.03) [1.004689]	4.657919*** (3.71) [1.255846]	1.314151 (1.09) [1.210196]	4.702932*** (3.65) [1.288962]	0.5555372 (0.44) [1.260879]
W	-	-	-	-2.95e-08* (-2.13) [1.38e-08]	-	-0.0000519 (-0.83) [0.0000628]
R ²	0.1015	0.0052	0.0669	0.0002	0.0871	0.1213
R ² – Ajust.	0.0747	0.0052	0.0578	-0.0096	0.0781	0.1039
ρ	-	0.0001321* (2.12) [0.000624]	-	0.0002374*** (4.05) [0.0000586]	-0.0000427 (-0.11) [0.0003931]	-
λ	-	-	-0.0000786 (-1.72) [0.0000457]	-	-0.0000399 (-0.13) [0.0003155]	-
Σ	-	1.70533*** (3.79) [0.4497931]	2.066823*** (10.43) [0.1982525]	1.921853*** (3.59) [0.5347805]	2.067215*** (10.43) [0.1982187]	-

Estadísticas "t" ou "z" entre parênteses; Erros-padrão entre colchetes
Referência: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

Resultados das Regressões de 2003 - Coeficientes						
Coef.	OLS	SAR	SEM	SDM	SAC	GS2SLS
Distância	-7.54e-06 (-0.08) [0.0000938]	0.0001242 (1.53) [0.0205857]	-0.0000943 (-1.22) [0.0000775]	0.0000211 (0.22) [0.0000966]	-0.0000826 (-0.92) [0.0000902]	-0.0000551 (-0.57) [0.0000964]
Comércio	0.2819442* (2.29) [0.1231414]	0.0587928** (2.86) [0.0205857]	0.1204635* (2.06) [0.0585906]	0.0480908* (2.22) [0.0216513]	0.1263939* (2.05) [0.0616671]	0.199494** (3.19) [0.0626167]
Intercepto	-1.22524 (-0.71) [1.733124]	-1.323124 (-1.45) [0.9148078]	3.422006*** (3.36) [1.017918]	0.0361577 (0.03) [1.142371]	3.218396* (2.51) [1.280737]	-0.1748214 (-0.14) [1.237821]
W	-	-	-	0.0000211 (0.22) [0.0000966]	-	-0.0000412 (-0.61) [0.0000672]
R ²	0.0782	0.0028	0.0576	0.0048	0.0023	0.0966
R ² - Ajust.	0.0484	0.0028	0.0484	-0.0050	-0.0075	0.0787
ρ	-	0.0001626** (2.71) [0.0000601]	-	0.0002443*** (4.65) [0.0000525]	0.0000535 (0.45) [0.0001183]	-
λ	-	-	3.65e-06 (0.04) [0.0000893]	-	-0.000126 (-0.23) [0.0005407]	-
Σ	-	1.569484*** (4.11) [0.3815558]	1.896708*** (10.49) [0.1807772]	1.74714*** (3.91) [0.4469144]	1.890531*** (10.35) [0.1826222]	-

Estatísticas "t" ou "z" entre parênteses; Erros-padrão entre colchetes

Referência: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

Resultados das Regressões de 2004 - Coeficientes						
Coef.	OLS	SAR	SEM	SDM	SAC	GS2SLS
Distância	-0.0000358 (-0.39) [0.0000927]	0.0001449 (1.73) [0.0000839]	-0.0002854*** (-3.49) [0.0000817]	0.0000622 (0.57) [0.0001087]	-0.0002859*** (-3.51) [0.0000815]	-0.0000522 (-0.53) [0.0000994]
Comércio	0.3066608* (2.26) [0.1353998]	0.0858331*** (3.56) [0.0241069]	0.120267 (1.85) [0.0649964]	0.0740401** (2.88) [0.0261857]	0.1198309 (1.85) [0.0649347]	0.1886887* (2.87) [0.0657067]
Intercepto	-1.576449 (-0.87) [1.813908]	-1.638765 (-1.75) [0.9352642]	5.522186*** (4.40) [1.254425]	-0.5881939 (-0.46) [1.281307]	5.533664*** (4.42) [1.25238]	-0.3237029 (-0.25) [1.290924]
W	-	-	-	0.0000622 (0.57) [0.0001087]	-	-0.0000187 (-0.26) [0.0000727]
R^2	0.0728	0.0003	0.0124	0.0005	0.0291	0.0753
$R^2 - Ajust.$	0.0447	0.0003	0.0027	-0.0093	0.0196	0.0570
ρ	-	0.0002037*** (3.47) [0.0000588]	-	0.0002457*** (4.70) [0.0000522]	-0.0000485 (-0.15) [0.0003269]	-
λ	-	-	-0.0000537 (-1.90) [0.0000283]	-	-0.0000279 (-0.17) [0.0001629]	-
Σ	-	1.110789*** (3.39) [0.327975]	1.907489*** (10.41) [0.1833046]	1.270444** (3.13) [0.4064789]	1.906827*** (10.40) [0.183284]	-

Estatísticas "t" ou "z" entre parênteses; Erros-padrão entre colchetes

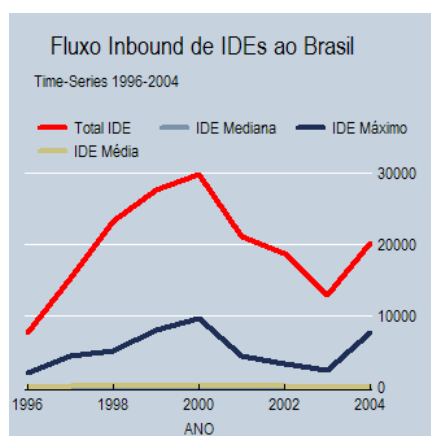
Referência: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Conclusões

Reitera-se que a autorregressividade espacial, apesar de incomum na análise econômica tradicional dos investimentos diretos externos (IDEs), não é totalmente infundada e, portanto, a incorporação na modelagem não é incoerente. Conforme apresentada no início do trabalho, as especificações com componente espacial não deveriam mais provocar reação de apreensão na literatura.

Dada a crescente preocupação entre os pesquisadores de investimentos e comércio internacionais com efeitos espaciais (de distância e/ou de *spillovers*) em modelos gravitacionais, identificou-se a ausência de estudos nacionais precisamente sobre a autorregressividade espacial dos fluxos de entrada de investimentos diretos externos ao Brasil.

Nesse sentido, foram coletados séries históricas anuais e avaliados os componentes espaciais para o Brasil. Ao longo do processo, entretanto, foram diagnosticados uma série de problemas como elevada heterocedasticidade e não-estacionariedade ao longo dos anos, o que nos levou a adotar uma abordagem exclusivamente *cross-section*. Além disso, outra dificuldade encontrada foi a elevada variedade de países emissores, mas com pouca significância ao longo do tempo. Para ilustrar esta constatação apresentamos o gráfico abaixo a título de conclusão:



(a) Linhas de Total, Máximo Individual, Média e Mediana

Figura 7: Descrição da Série Temporal de IDE *Inbound* ao Brasil

Por fim, apresentamos a significância linear ao longo do tempo de todos os países emissores em ANOVA sem interação entre os fatores. Conforme mencionado, somente os nove países listados mereceriam tratamento econométrico diferenciado, o que pode ter enviesado os resultados das análises realizadas.

OLS - Contribuição Geral Por País (9)

País	Coef.
Alemanha (DEU)	0.8129221
Ilhas Cayman (CYM)	1.336267
Espanha (ESP)	0.9482499
Estados Unidos (USA)	1.099349
França (FRA)	3.462687
Japão (JPN)	1.338903
Luxemburgo (LUX)	2.11401
Holanda (NLD)	1.145557
Panamá (PAN)	-1.400206

É pertinente, portanto, a discussão de dois pontos conclusivos que são deixados à agenda de pesquisa. Primeiramente, cabe discutir, assim como faz [Peter A. G. van Bergeijk \[2010\]](#), de que os modelos gravitacionais aplicados ao comércio e aos investimentos internacionais são somente relevantes e consistentes quando utilizados entre os países desenvolvidos, já que são os únicos a apresentar significância dos dados. Em segundo lugar, caberia também uma discussão sobre a adoção de modelos em painel que incorporam elementos tanto em *cross-section* como em *time-series* para efeitos temporais e espaciais e uma eventual melhoria dos resultados aqui apresentados.

Referências

Referências

Referências

- Laura Alfaro and Andrew Charlton. Intra-Industry Foreign Direct Investment. *American Economic Review*, 99(5):2096–2119, September 2009.
- Leila Ali and Marie Lebreton. The ERM Breakdown: A Spatial Econometric Approach. *Applied Economics Letters*, 14(3):197 – 201, 2007. ISSN 13504851.
- Luc Anselin. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Studies in Operational Regional Science. Springer, 1988. ISBN 9789024737352.
- Shiro Patrick Armstrong. Japanese FDI in China – Determinants and Performance. Eaber working papers, East Asian Bureau of Economic Research, 2009.
- Nasser Ary Tanimoune and Mary-Françoise Renard. FDI Convergence and Spatial Dependence Between Chinese Provinces. Working papers, HAL, 2011.
- Badi H. Baltagi, Peter H. Egger, and Michael Pfaffermayr. Estimating Models of Complex FDI: Are There Third-Country Effects? *Journal of Econometrics*, 140(1):260–281, September 2007.
- Roberto Basile, Luigi Benfratello, and Davide Castellani. Location Determinants of Greenfield Foreign Investments in the Enlarged Europe: Evidence from a Spatial Autoregressive Negative Binomial Additive Model. Working Papers 10, Former Department of Economics and Public Finance "G. Prato", University of Torino, 2010.
- Lale Berköz and Sevkiye Sence Turk. Factors Influencing the Choice of FDI Locations in Turkey. Ersa conference papers, European Regional Science Association, 2005.
- Luisa R. Blanco. The Spatial Interdependence of FDI in Latin America. *World Development*, 40(7): 1337–1351, 2012.
- Bruce A. Blonigen, Ronald Davies, Helen Tammela Naughton, and Glen R. Waddell. Spacey Parents: Spatial Autoregressive Patterns in Inbound FDI. NBER Working Papers 11466, National Bureau of Economic Research, 2005.
-

- Bruce A. Blonigen, Ronald Davies, Glen R. Waddell, and Helen Tammela Naughton. FDI in Space: Spatial Autoregressive Relationships in Foreign Direct Investment. *European Economic Review*, 51(5): 1303–1325, 2007.
- Eckhardt Bode, Peter Nunnenkamp, and Andreas Waldkirch. Spatial Effects of Foreign Direct Investment in US States. *Working Paper*, 2009.
- Eckhardt Bode, Peter Nunnenkamp, and Andreas Waldkirch. Spatial Effects of Foreign Direct Investment in US States. *Canadian Journal of Economics / Revue Canadienne d'Économie*, 45(1): 16–40, 2012. ISSN 1540-5982.
- Pamela Bombarda. The Spatial Pattern of FDI: Some Testable Hypotheses. IHEID Working Papers 24-2007, Economics Section, The Graduate Institute of International Studies, 2007.
- Harry G. Broadman and Francesca Recanatini. Where Has All The Foreign Investment Gone in Russia? Policy Research Working Paper Series 2640, The World Bank, 2001.
- Avik Chakrabarti. A Theory of the Spatial Distribution of Foreign Direct Investment. *International Review of Economics and Finance*, 12(2):149, 2003.
- Nicholas Crafts and Anthony Venables. Globalization in History: A Geographical Perspective. In *Globalization in Historical Perspective*, chapter 7, pages 323–369. University of Chicago Press, Chicago, 2003.
- Nuno Crespo, Isabel Proença, and Maria Paula Fontoura. The Spatial Dimension in FDI Spillovers: Evidence at the Regional Level from Portugal. Working Papers 2010/17, Department of Economics at the School of Economics and Management (ISEG), Technical University of Lisbon., 2010.
- Nigel L. Driffield. On the Search for Spillovers From Foreign Direct Investment (FDI) With Spatial Dependency. *Regional Studies*, 40(1):107–119, 2006.
- Fabrizio Durante and Piotr Jaworski.
- Karolina Ekholm, Rikard Forslid, and James R. Markusen. Export-platform foreign direct investment. *Journal of the European Economic Association*, 5(4):776–795, 06 2007.
- Bulent Esiyok and Mehmet Ugur. Foreign Direct Investment in Provinces: A Spatial Regression Approach to FDI in Vietnam. Mpra paper, University Library of Munich, Germany, 2012.
- Robert C. Feenstra. Border effects and the gravity equation: Consistent methods for estimation. *Scottish Journal of Political Economy*, 49(5):491–506, December 2002.
- Masahisa Fujita and Paul Krugman.
-

- Masahisa Fujita, Paul R. Krugman, and Anthony J. Venables. *The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade*. Mit Press, 2001. ISBN 9780262561471.
- Harry Garretsen and Jolanda Peeters. FDI and the Relevance of Spatial Linkages: Do Third Country Effects Matter For Dutch FDI? *Working Paper*, January 2008.
- André Braz Golgher. How to Choose Among the Many Spatial Models. *Working Paper*, 2012.
- Stephen George Hall and Pavlos Petroulas. Spatial Interdependencies of FDI Locations: A Lessening of the Tyranny of Distance? Discussion Papers in Economics 08/28, Department of Economics, University of Leicester, 2008.
- Keith Head and Thierry Mayer. Market potential and the location of Japanese investment in the European Union. *The Review of Economics and Statistics*, 86(4):959–972, November 2004.
- Leonardo F. Hernandez and Rodrigo O. Valdés. What Drives Contagion Trade, Neighborhood, or Financial Links? *International Review of Financial Analysis*, 10(3):203, 2001. ISSN 10575219.
- Mehtap Hisarciklilar, Saime Kayam Suna, and Ozgur Kayalica. Locational Drivers of FDI in MENA Countries: A Spatial Attempt. Mpra paper, University Library of Munich, Germany, 2006.
- George Hondroyiannis, Harry H. Kelejian, and George S. Tavlas. Spatial Aspects of Contagion Among Emerging Economies. *Spatial Economic Analysis*, 4(2):191 – 211, 2009.
- Jean-François Houde. Spatial differentiation and vertical mergers in retail markets for gasoline. *American Economic Review*, 102(5):2147–2182, September 2012.
- Viktor Hultgren, Petr Mariel, and Carlos Rodríguez González. Structural Breaks and Spatial Linkages in FDI: Further Evidence in OECD Countries. *Open Economies Review*, 22(5):897–915, 2011.
- Innwon Park and Soonchan Park. Modes of foreign direct investment and patterns of trade: Why do multinational enterprises come to China? MPRA Paper 26679, University Library of Munich, Germany, November 2010.
- J A. Jordaan. Regional Foreign Participation and Externalities: New Empirical Evidence from Mexican Regions. *Environment and Planning A*, 40(12):2948–2969, 2008.
- Saime Kayam Suna, Mehtap Hisarciklilar, and Alexandr Yabrukov. What Causes the Regional Disparity of FDI in Russia? A Spatial Analysis. Mpra paper, University Library of Munich, Germany, 2007.
- Wolfgang Keller and Carol H. Shiue. The origin of spatial interaction. *Journal of Econometrics*, 140(1): 304–332, September 2007.
- Eva Kiss. Foreign Direct Investment in Hungary: Industry and Its Spatial Effects.
-

- Paul Krugman. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 99(3):483–99, June 1991.
- Paul R. Krugman and Anthony J. Venables. Globalization and the inequality of nations. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4):857–80, November 1995.
- Maureen Lankhuizen, Henri L.F. de Groot, and Gert-Jan M. Linders. The Trade-Off between Foreign Direct Investments and Exports: The Role of Multiple Dimensions of Distance. Tinbergen Institute Discussion Papers 09-050/3, Tinbergen Institute, 2009.
- Svetlana Ledyeva. Spatial Econometric Analysis of Determinants and Strategies of FDI in Russian Regions in Pre- and Post-1998 Financial Crisis Periods. BOFIT Discussion Papers 15/2007, Bank of Finland, Institute for Economies in Transition, 2007.
- Markus Leibrecht and Aleksandra Riedl. Modelling FDI Based On a Spatially Augmented Gravity Model: Evidence for Central and Eastern European Countries. Working Paper Series in Economics 239, University of Lüneburg, Institute of Economics, 2012.
- James P. LeSage and Robert K. Pace. *Introduction to Spatial Econometrics*. Statistics: A Series of Textbooks and Monographs. CRC Press, 2009. ISBN 9781420064247.
- Jaime Martinez-Martin. General Equilibrium Long-Run Determinants for Spanish FDI: A Spatial Panel Data Approach. *SERIEs*, 2(3):305–333, 2011.
- Thierry Mayer and Soledad Zignago. Notes on CEPII's Distances Measures: The GeoDist Database. *CEPII Working Paper*, (25), 2011.
- Timo Mitze. Within and Between Panel Cointegration in the German Regional Output-Trade-FDI Nexus. Ruhr Economic Papers 0222, Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Ruhr-Universität Bochum, Universität Dortmund, Universität Duisburg-Essen, 2010.
- Anh Ngoc Nguyen and Thang Nguyen. Foreign Direct Investment in Vietnam: An Overview and Analysis the Determinants of Spatial Distribution Across Provinces. Mpra paper, University Library of Munich, Germany, 2007.
- Kaitlyn Orr. Spatial Patterns of Foreign Direct Investment: Do Agglomeration Effects Explain the Spatial Pattern of FDI in Latin America and Asia: A Spatial Econometric Analysis. *Working Paper*, May 2008.
- Steven Brakman Peter A. G. van Bergeijk. *The Gravity Model in International Trade: Advances and Applications*. Cambridge University Press, 2010. ISBN 9780521196154.
-

-
- Steven Poelhekke and Frederick van der Ploeg. Foreign Direct Investment and Urban Concentrations: Unbundling Spatial Lags. *Journal of Regional Science*, 49(4):749–775, 2009.
- Hein Roelfsema, Martijn Adriaan Boermans, and Yi Zhang. Regional Determinants of FDI in China: A New Approach With Recent Data. Working Papers 09-23, Utrecht School of Economics, 2009.
- Beata Smarzynska Javorcik. Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers Through Backward Linkages. *American Economic Review*, 94(3): 605–627, September 2004.
- Kiyoyasu Tanaka and Yoshihiro Hashiguchi. Spatial Spillovers From FDI Agglomeration: Evidence From the Yangtze River Delta in China. IDE Discussion Papers 354, Institute of Developing Economies, Japan External Trade Organization(JETRO), 2012.
- D Turnock. Location Trends for Foreign Direct Investment in East Central Europe. *Environment and Planning C: Government and Policy*, 19(6):849–880, 2001.
- Oscar Villar Frexedas and Esther Vayá. Financial Contagion between Economies: an Exploratory Spatial Analysis. *Estudios de Economía Aplicada*, 23(1):151 – 165, 2005. ISSN 11333197.
- Grigoris Zarotiadis. Fdi and international trade relations: A theoretical approach. International Trade and Finance Association Conference Papers 1136, International Trade and Finance Association, Aug 2008.
- Selin Özyurt and Timo Mitze. The Spatial Dimension of Trade- and FDI-Driven Productivity Growth in Chinese Provinces – A Global Cointegration Approach. Ruhr Economic Papers 0308, Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Ruhr-Universität Bochum, Universität Dortmund, Universität Duisburg-Essen, 2012.
-