**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Uma análise dos impactos dos royalties do petróleo no PIB *per capita* dos
municípios da região sudeste brasileira: uma abordagem econométrica
espacial**

Felipe de Sá Tavares

Dissertação apresentada para a obtenção do título de
Mestre em Ciências. Área de concentração: Economia
Aplicada

**Piracicaba
2017**

Felipe de Sá Tavares
Bacharel em Ciências Econômicas

**Uma análise dos impactos dos royalties do petróleo no PIB *per capita* dos municípios da
região sudeste brasileira: uma abordagem econométrica espacial**

Orientador:
Prof. Dr. **ALEXANDRE NUNES DE ALMEIDA**

Dissertação apresentada para a obtenção do título de
Mestre em Ciências. Área de concentração: Economia
Aplicada

Piracicaba
2017

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA – DIBD/ESALQ/USP

Tavares, Felipe de Sá

Uma análise dos impactos dos royalties do petróleo no PIB *per capita* dos municípios da região sudeste brasileira: uma abordagem econométrica espacial / Felipe de Sá Tavares. - - Piracicaba, 2017.

89 p.

Dissertação (Mestrado) - - USP / Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. *Royalties* do petróleo 2. Econometria espacial 3. Recursos Naturais
I. Título

Dedicatória

À minha família.

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador e amigo prof. Dr. Alexandre Nunes de Almeida por todo o aprendizado, empenho e dedicação, pois sem o seu auxílio e exemplo a execução desse trabalho não teria sido possível.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo suporte financeiro na forma de bolsa de estudos.

À Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ), à Universidade de São Paulo (USP), em especial ao departamento de Economia, Administração e Sociologia (LES) por toda a infraestrutura. Agradeço também aos funcionários, corpo docente e técnicos, que foram imprescindíveis no decorrer desse trabalho.

À minha mãe, Adriana, por sempre ter sido o meu maior exemplo de vida e por todo o seu apoio, carinho e amor, sem os quais eu não seria ninguém.

À minha família, em especial aos meus tios Eduardo e Anahy, e primos Eduardo Vinicius, Sabrina e Ariane, por todo o apoio e amor em todos esses anos.

À minha namorada, Carol, por todo suporte, conversas, amor e confiança, os quais foram imprescindíveis para a execução desse trabalho.

Aos colegas de departamento que se tornaram grandes amigos, Diego, Augusto, Gustavo e Vitor por todas conversas, apoio e amizade. Em especial ao Augusto, por todo ensinamento e ajuda nos modelos econométricos.

Aos amigos de longa data Abílio, Betty, Thales e Izak por todas as conversas, discussões, apoio e amizade, sem as quais eu não teria alcançado os meus objetivos. Em especial agradeço ao grande amigo Izak, por toda discussão e considerações ao trabalho.

“O sucesso é ir de fracasso em fracasso sem perder o entusiasmo”

Winston Churchill.

SUMÁRIO

RESUMO	7
ABSTRACT	8
LISTA DE FIGURAS	9
LISTA DE TABELAS	10
LISTA DE GRÁFICOS	11
1) INTRODUÇÃO	13
2) A MALDIÇÃO DOS RECURSOS NATURAIS	17
3) OS <i>ROYALTIES</i> DO PETRÓLEO NO BRASIL	23
4) METODOLOGIA	27
4.1) Dados	27
4.2) Estratégia Empírica.....	29
5) RESULTADOS E DISCUSSÕES	35
5.1) Análise exploratória dos dados espaciais (AEDE)	35
5.2) Resultados do modelo econométrico	41
6) CONCLUSÃO	55
REFERÊNCIAS	59
APÊNDICES.....	63
ANEXO.....	87

RESUMO

Uma análise dos impactos dos royalties do petróleo no PIB *per capita* dos municípios da região Sudeste brasileira: uma abordagem econométrica espacial

A presente dissertação objetivou analisar o impacto dos royalties do petróleo no PIB *per capita* dos municípios da região Sudeste brasileira, calculando os efeitos diretos, indiretos e totais das receitas nas localidades beneficiadas. Com efeito, foram empregados modelos econométricos espaciais para controlar as interferências de componentes espaciais nas estimativas, e também para calcular o efeito *spillover*. Através da análise dos dados e dos testes estatísticos decidiu-se estimar o modelo espacial de Durbin, ou SDM, com a matriz de distância de Haversine inversa com raio de até 200 km. O efeito direto das receitas confirma os indícios de presença da maldição dos recursos naturais nos municípios da região Sudeste. O efeito transbordamento indica que os municípios do Sudeste afetam os seus vizinhos de forma não linear, mas pela média de dependência aos royalties, há indícios de que os efeitos negativos são mais presentes do que os positivos. Restringindo a amostra para os municípios do Rio de Janeiro, onde a dependência é maior, foi encontrado que os royalties não possuem efeitos nem positivos e nem negativos nos municípios beneficiados, porém, o efeito transbordamento é negativo e significativo, indicando, portanto, a presença de uma “maldição regional fluminense dos royalties do petróleo”.

Palavras-chave: *Royalties* do petróleo; Econometria espacial; Recursos naturais

ABSTRACT

An analysis of oil royalties impacts upon Southeastern per capita GDP: a spatial econometric approach

This paper aimed analyze the oil royalties impact upon Southeastern municipalities *per capita* GDP, estimating both the direct and the spillover effect of such revenues. The spatial econometric models were estimated to control the spatial interferences in the econometric estimations and estimate the spillover effect as well. The data analysis and the statistical tests indicated the Durbin spatial model as the best, or SDM, likewise the inverse distance Haversine spatial matrix considering a 200-km radio. The direct effect confirmed the evidences of “natural resource curse” presence in the Southeastern cities. The spillover effect showed the oil royalties no-linearly impact the neighbors of contemplated cities, however, considering the average oil dependency, there is an evidence of the negative impacts overcome the positive ones. Narrowing the sample to the Rio de Janeiro, where the dependency is worst, it was founded that oil revenues had no effect upon per capita GDP of these municipalities. Nevertheless, the spillover effect was negative and statistically significant, indicating, thus, the presence of a “oil royalties *fluminense* curse”.

Keywords: Oil royalties; Spatial econometrics; Natural resources

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - PIB per capita municipal da região Sudeste nos anos 2007, 2010 e 2012.....	37
Figura 2 - I de Moran Local para o PIB per capita em 2007, 2010 e 2012.	38
Figura 3 - Royalties per capita (R\$) em 2007, 2010 e 2012.....	39
Figura 4 - LISA royalties per capita 2007, 2010 e 2012.	40

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Média, desvio padrão, mínimo, máximo, fonte e papel na regressão das variáveis utilizadas nos modelos econométricos para a região Sudeste e para o Rio de Janeiro.....	27
Tabela 2 - Teste I de Moran e C de Geary para o PIB per capita em nível e para o logaritmo natural do PIB per capita dos municípios da região Sudeste do Brasil entre 2007 e 2012.....	35
Tabela 3 - Efeitos Direto, Indireto e Total estimado pelo modelo SDM.....	42
Tabela 4 - Dependência pelos royalties em 2007, IFGF 2007 e taxas de crescimento médio entre 2007-2012 dos 20 municípios que mais dependiam dos recursos do petróleo em 2007.....	45
Tabela 5 - Efeitos direto, indireto e total do modelo SDM considerando a interação entre dependência pelos royalties e IFGF para a região Sudeste.....	47
Tabela 6 - Efeitos direto, indireto e total do modelo SDM para os municípios do Rio de Janeiro.....	51
Tabela A. 1 - Valores recebidos pelos municípios Brasileiros na forma de royalties (Milhões R\$) entre os anos 2007 e 2012.....	63
Tabela A. 2 - Teste Razão de Verossimilhança (Teste LR).....	63
Tabela A. 3 - Teste LM e LM robusto.....	64
Tabela A. 4 - Teste I de Moran para os resíduos dos modelos restritos MQO e SLX.....	64
Tabela A. 5 - Critério de Informação de Aikake e Bayesiano para o modelo SDM estimado com as diferentes matrizes espaciais.....	64
Tabela A. 6 - Efeitos Diretos dos modelos SAR, SEM, SAC, SDEM e SLX para região Sudeste.....	65
Tabela A. 7 - Efeitos Indiretos dos modelos SAR, SAC, SDEM e SLX para região Sudeste.....	66
Tabela A. 8 - Efeitos Totais dos modelos SAR, SAC, SDEM e SLX para região Sudeste.....	67
Tabela A. 9 - Efeito Direto estimado pelos modelos SAR, SEM, SAC, SDEM e SLX para os municípios do Rio de Janeiro.....	68
Tabela A. 10 - Efeito Indireto estimado pelos modelos SAR, SAC, SDEM e SLX para os municípios do Rio de Janeiro.....	69
Tabela A. 11 - Efeito Total estimado pelos modelos SAR, SAC, SDEM e SLX para os municípios do Rio de Janeiro.....	70
Tabela B 1 - Efeitos Direto, Indireto e Total dos modelos MOQ, SEM, SAR, SAC, SDM, SDEM e SLX.....	81

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Crescimento médio do PIB per capita (2007 – 2012) x Dependência pelos royalties em 2007 para todos os municípios da região Sudeste Brasileira.....	14
Gráfico 2 - Parcela recebida pelos beneficiários dos royalties do petróleo entre 2007 e 2012.	24

1) INTRODUÇÃO

A região Sudeste é a principal região produtora de petróleo no Brasil, concentrando os dois maiores produtores em plataforma continental (ES e RJ) e a maior parte das reservas do Pré-Sal (Figuras A.2 e A.3 do Anexo). A região também é a que mais recebe *royalties*, 80% do total pago aos municípios, em média. Entre 2007 e 2012, foram pagos R\$ 25,4 bilhões para os municípios brasileiros e, consequentemente, R\$ 20,2 bilhões para os municípios do Sudeste (Tabela A.1 do Apêndice A).

Em função dos elevados valores pagos aos municípios da região Sudeste, é inegável que os orçamentos locais foram beneficiados e que esses recursos proporcionaram possibilidades de investimento para as prefeituras beneficiadas (BRUNNSCHWEILER; BULTE, 2008; CASELLI; MICHAELS, 2013).

O investimento das rendas provenientes dos recursos naturais não renováveis tem sido estudado na literatura econômica há algumas décadas, sendo a sua base teórica fundamentada nos trabalhos de Hotelling (1931)¹ e Hartwick (1977)². Em suma, os trabalhos afirmam que os recursos naturais são um estoque de capital finito, sendo assim, o investimento de suas rendas é imprescindível para garantir o crescimento econômico dessas localidades e, por sua vez, o bem-estar das gerações futuras.

Nesse ínterim, a aplicação eficiente das rendas do petróleo no Brasil garantiria o crescimento econômico das localidades contempladas pelos recursos. O Gráfico 1 ilustra a relação de dependência pelos royalties em 2007 e o crescimento econômico *per capita* médio entre 2007 e 2012 para os 1668 municípios recebedores e não recebedores de royalties na região Sudeste.³

¹ Hotelling (1931) analisa como a extração ótima do recurso natural se relaciona com a renda financeira obtida com ele, sendo esta conhecida como a renda de Hotelling. A maximização dessa renda gera a extração socialmente ótima do recurso e é conhecida por Princípio de Hotelling.

² Hartwik (1977) analisou como o bem-estar de uma economia dependente dos recursos naturais é mantido ao longo do tempo. O autor conclui que o investimento das rendas obtidas com a exploração do recurso natural não renovável (renda de Hotelling) no estoque de capital produtivo é a única forma de manter o nível de consumo ao longo do tempo e, desta forma, o bem-estar intergeracional.

³ O crescimento médio foi calculado pela seguinte forma:

$$\text{Crescimento Médio per capita} = \frac{\ln(\text{PIB per capita 2012}) - \ln(\text{PIB per capita 2007})}{6}$$

Gráfico 1 - Crescimento médio do PIB per capita (2007 – 2012) x Dependência pelos royalties em 2007 para todos os municípios da região Sudeste Brasileira

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Pela análise do Gráfico 1, percebe-se que dos 63 municípios com mais de 1% de royalties em relação ao PIB em 2007, apenas 6 tiveram crescimento maior do que 13% a. a.. 57 municípios tiveram crescimento abaixo desse patamar, sendo que desses 57, 13 cresceram até -10% a.a.. Por outro lado, em 50 dos 56 municípios que cresceram mais de 13% a.a., a relação royalties e PIB era menor do que 1% em 2007. Destaca-se ainda, a majoritária presença dos municípios do estado do Rio de Janeiro dentre os municípios que tinham mais de 1% do PIB como royalties e que cresceram menos de 13% a.a., pois desses 57, 49 eram fluminenses.

Portanto, sugere-se que no período observado o recebimento dos recursos petroleiros não surtiu efeito expressivo no crescimento econômico dessas localidades, corroborando os achados de Postali (2009) e Caselli e Michaels (2013). Essa relação inversa entre dotação de recursos naturais e crescimento econômico é conhecida na literatura econômica por “a maldição dos recursos naturais” (AUTY, 1993; SACHS; WARNER, 1995; PLOEG, 2011).

Nessa perspectiva, o objetivo do presente trabalho é analisar o impacto da dependência dos royalties do petróleo no PIB *per capita* dos municípios da região Sudeste brasileira no

período 2007-2012. A novidade deste trabalho é o emprego de modelos econométricos espaciais procurando medir os efeitos da dependência dos royalties no PIB *per capita* dos municípios que recebem os recursos (efeitos diretos) e também nos seus vizinhos (efeitos indiretos ou *spillovers*).

O emprego de técnicas espaciais é justificado pelas fronteiras municipais não limitarem as relações econômicas como acontecem com os países, já que pessoas, bens e serviços podem transitar livremente entre os municípios. Devido a essa particularidade, pode-se assumir que existe uma dependência socioeconômica que é espacialmente localizada. Essa dependência ficou conhecida na literatura especializada como efeito indireto ou *spillover* (LESAGE; FISHER, 2009).

Entre os resultados mais importantes, foi encontrado que a dependência dos royalties afeta o PIB *per capita* dos municípios da região Sudeste de forma não linear. Devido ao nível médio de dependência na região, há indícios de que os efeitos negativos sobressaiam aos positivos. Para o estado do Rio de Janeiro, os resultados mostraram que a dependência dos royalties afeta negativamente o PIB *per capita* tanto do município que recebe os royalties, quanto o dos municípios vizinhos.

O trabalho está dividido em seis seções, sendo iniciado por esta breve introdução. A seção dois apresenta o referencial teórico e trabalhos empíricos sobre a maldição dos recursos naturais. A seção três introduz a discussão sobre os royalties no Brasil e apresenta trabalhos empíricos sobre os efeitos dessas receitas nas localidades beneficiadas. A seção quatro faz uma breve discussão da estratégia empírica, tangendo desde o processo de escolha do modelo econométrico até a descrição dos dados utilizados. A seção cinco apresenta e discute os resultados obtidos e, por fim, a seção seis conclui o trabalho e faz questionamentos e sugestões endereçadas ao poder público.

2) A MALDIÇÃO DOS RECURSOS NATURAIS

Segundo a teoria econômica, os recursos naturais são parte do estoque de capital de uma economia e, portanto, a sua exploração é de vital importância para o crescimento econômico (AGHION; HOWITT, 2009). Porém, Sachs e Warner (1995; 1999; 2001) observaram que entre 1960 e 1990 os países ricos em recursos naturais lograram taxas de crescimento econômico menores do que os países com recursos escassos, convencendo-se chamar tal fato como “a maldição dos recursos naturais”.⁴

Devido a essa contradição, os trabalhos posteriores aos de Sachs e Warner buscaram explicar as razões que levaram alguns países ricos em recursos naturais a crescer menos do que outros com recursos escassos. Os principais mecanismos de transmissão da “maldição” são: Doença Holandesa⁵, *rent-seeking*⁶ e ilusão econômica (PLOEG, 2011).

A doença holandesa é o mecanismo de transmissão mais difundido na literatura. Os seus efeitos são materializados quando o setor ligado aos recursos naturais gera um efeito *crowding-out* no setor manufatureiro, principalmente devido à apreciação do câmbio (SACHS; WARNER, 1995). Também são sintomas da Doença Holandesa: o baixo crescimento do setor não ligado aos recursos naturais, a queda da participação dos produtos manufaturados nas exportações ou o elevado valor adicionado dos serviços em relação ao valor adicionado do setor manufatureiro (PLOEG, 2011).

Robinson, Torvik e Verdier (2006) atribuem o baixo crescimento econômico aos políticos eleitos atuarem mais próximo dos interesses privados do grupo social que os elegeram, criando um cenário de *rent-seeking* nas regiões produtoras. O interesse de alguns grupos econômicos no *rent-seeking* nas localidades produtoras é atribuído pelos autores à capacidade que os recursos naturais possuem de gerar receitas volumosas.

Nesse sentido, as externalidades negativas ligadas aos recursos naturais transbordam os efeitos da especialização produtiva (Doença Holandesa) e se tornam um problema causado pela gestão ineficiente das receitas desses recursos (HARFORD; KLEIN, 2005).

⁴ A ideia de que a abundância de recursos naturais pode ser nociva ao crescimento econômico começa na década de 1950 com os debates de Prebisch, Singer e Furtado (MAGALHÃES; DOMINGUES, 2014). No entanto, Auty (1993) foi o primeiro a formalizar o termo “Maldição dos Recursos Naturais”, mas o tema se popularizou academicamente somente após o trabalho de Sachs e Warner (1995).

⁵ O sinal clássico da doença holandesa é observado por uma especialização na exploração e na exportação dos recursos naturais, gerando uma apreciação do câmbio que se reflete em uma queda das exportações e culmina em um processo de desindustrialização (CORDEN, 1984).

⁶ Segundo Grossman e Helpman (1994), o *rent-seeking* pode ser resumido pela pressão dos grupos econômicos expressivos da sociedade sobre os governos, normalmente via *lobby*, para conseguir vantagens econômicas sobre outros grupos.

Então, esses recursos podem criar um cenário de ilusão econômica, pois o volume de receitas altera a restrição orçamentária dos governos (ATCKINSON; HAMILTON, 2003; HARFORD; KLEIN, 2005; AUTY, 2007), principalmente porque esses recursos são de fácil acesso aos gestores e não possuem o custo político da tributação (ROSS, 2015). Essa falsa sensação de estabilidade econômica pode atrasar reformas estruturais necessárias ao crescimento ou sustentar políticas públicas ineficientes (AUTY, 2001; 2007).

Brückner (2010), usando a mesma medida que Sachs e Warner (1995) para a dependência pelos recursos naturais, testou os impactos da dependência sobre o crescimento econômico de 90 países para dois períodos, entre 1970-1990 e 1970-2003. Adicionalmente, o autor considerou o PIB PPP⁷ para neutralizar o efeito da diferença dos preços não comercializáveis entre os países. Os resultados indicaram que os efeitos da dependência aos recursos primários são piores quando considerado o PIB PPP. Além disso, o autor analisou os efeitos da dependência dos recursos nos indicadores de corrupção utilizados em outros trabalhos, concluindo que a dependência também fomenta a corrupção e o *rent-seeking*.

Gylfason (2001) analisou a relação da dependência pelos recursos naturais com o crescimento econômico e com a educação de 85 países entre 1965 e 1998. Os indícios encontrados apontaram que a renda natural possui efeitos negativos nos gastos governamentais com educação, na escolaridade esperada de meninas e no número de matrículas do ensino médio. O autor concluiu que os países com maior disponibilidade de recursos naturais podem manter a estabilidade e o crescimento econômico mesmo sob políticas públicas ineficientes, enquanto que os países com menor disponibilidade de recursos devem buscar a máxima eficiência de suas políticas para gerar crescimento econômico e aumentar o bem-estar da população.

Papirakis e Gerlagh (2004) analisaram os efeitos da dependência pelos recursos naturais no crescimento econômico de 47 países produtores entre 1976-1995. Os autores identificaram que os recursos naturais afetaram negativamente o crescimento das economias dependentes através de impactos negativos nos investimentos públicos, escolaridade, abertura comercial, termos de troca e corrupção.

Já outros autores atribuem que os efeitos negativos dos recursos naturais são causados pela fragilidade das instituições e somente o fortalecimento delas é capaz de reverter a famigerada “maldição” (AUTY, 2007; PLOEG, 2011; SALA-I-MARTIN; SUBRAMANIAN; 2012).

⁷ Paridade do Poder de Compra.

Auty (2007) destaca as ações adotadas pela Malásia para combater os sintomas da Doença Holandesa, enfatizando: i) criação de um fundo de investimento para absorver os excessos das rendas do petróleo e diminuir os impactos da volatilidade dos preços internacionais na economia; ii) criação de um comitê com três representantes (um das indústrias extrativas, um do governo e outro da sociedade civil) para avaliar os destinos das rendas naturais; iii) avaliação sistemática dos impactos sociais das políticas públicas implementadas no país.

Na Noruega, o uso inapropriado dos recursos petroleiros e a política fiscal excessivamente expansiva colocaram o país em uma recessão entre 1986 e 1993 (AUTY, 2007). Após 1990, o governo criou um fundo financeiro para represar os recursos obtidos com a exportação da *commodity*, equilibrando os benefícios dessas receitas entre a geração atual e as vindouras, além de suavizar os efeitos da volatilidade do preço internacional do petróleo (BARNETT; OSSOWSKI, 2002). As políticas adotadas, segundo os autores, foram fundamentais para que o país recuperasse a capacidade de crescimento nos anos posteriores.

Brunnschweiler e Bulte (2008) e Brunnschweiler (2008) analisaram os efeitos da dependência e da abundância dos recursos naturais na qualidade das instituições e no crescimento econômico dos países com recursos naturais. Os autores identificaram que a dependência aos recursos era nociva ao crescimento econômico, mas ao considerar os efeitos das instituições, os sinais se tornaram positivos e os que se mantiveram negativos não foram significativos. Sendo assim, os autores concluíram que não há indícios de que a dependência aos recursos prejudique a qualidade das instituições e, conseqüentemente, o crescimento econômico. Além disso, os autores pontuam que a abundância dos recursos é positiva ao crescimento econômico, mas a dependência não, sendo esta causada por um conjunto de decisões políticas equivocadas que criam gargalos ao desenvolvimento.

Sala-i-Martin e Subramanian (2012) analisaram os efeitos dos recursos naturais no crescimento econômico de 71 países, além de analisar com mais detalhe a Nigéria. Os autores atribuem que a maldição dos recursos naturais é materializada através da apreciação da taxa de câmbio, da volatilidade no comércio internacional ou da baixa qualidade institucional. Inserindo controles para todos esses fatores, os resultados indicaram que os recursos naturais possuem efeitos negativos e significativos em todas as *proxies* da qualidade institucional⁸, sendo esse o maior desafio para os países abundantes em recursos naturais. No caso da

⁸ Os autores utilizaram como medidas de qualidade institucional: *Voice and Accountability* (tradução livre: liberdade de expressão e responsabilidade ética), Efetividade do Governo, Controle da corrupção e Estabilidade política.

Nigéria, após as descobertas de volumosas reservas de petróleo, os indicadores de concentração de renda e pobreza extrema pioraram significativamente, enquanto a Produtividade Total dos Fatores (PTF) diminuiu 1,2% ao ano e a taxa de crescimento do PIB ficou abaixo da média dos outros países analisados entre 1970 e 1998 – 0,25% a.a. para a Nigéria, e 0,36% a.a. a média dos outros países – (PLOEG, 2011; SALA-I-MARTIN; SUBRAMANIAN, 2012).

Alexeev e Conrad (2011) analisaram os efeitos da dependência pelos recursos naturais no crescimento econômico, na qualidade institucional e nos indicadores sociais dos países produtores entre 1996-2005. Nesse período, os autores não encontraram indícios de que os recursos naturais tiveram efeitos negativos no crescimento econômico, assim como não foram encontrados efeitos sobre o investimento em capital físico e humano. No entanto, os autores encontraram efeitos negativos dos recursos sobre a liberdade de expressão e nos indicadores de desenvolvimento social (expectativa de vida e mortalidade infantil) dos países em transição de desenvolvimento, concluindo que os indicadores sociais são piores em países em transição, sobretudo quando estes são ricos em recursos naturais.

Além dos efeitos da maldição dos recursos naturais em nível nacional, os trabalhos começaram a analisar os efeitos locais da dependência aos recursos primários, destacando-se Elliott, Hartarska e Baine (2007), James e Aadland (2011) e Ji, Magnus e Wang (2013).

James e Aadland (2011) analisaram o papel dos recursos naturais no crescimento econômico de mais de 3000 municípios norte-americanos entre 1985-1995. Os autores encontraram que os municípios mais dependentes dos recursos em 1980 cresceram menos do que os outros municípios nos anos seguintes, especialmente nos estados de Maine e Wyoming, onde a dependência dos recursos era maior. Em linha, Elliott, Hartarska e Baine (2007) verificaram que os municípios americanos com maior concentração de recursos florestais em 2002 cresceram menos do que os municípios com menores dotações. Os autores consideraram 815 municípios dos estados: Alabama, Arkansas, Geórgia, Kentucky, Louisiana, Carolina do Norte, Tennessee e Virginia entre 2002 e 2003.

Na China, Ji, Magnus e Wang (2013) não encontraram indícios de que a abundância do petróleo tenha diminuído o crescimento econômico das províncias chinesas, tanto quando analisado pelas reservas ou quando pelas rendas do petróleo. Os autores identificaram que a abundância dos recursos naturais possui efeitos positivos no crescimento econômico de curto prazo das províncias chinesas, mas as localidades com menor qualidade institucional crescem mais. A qualidade institucional é inversamente relacionada com os efeitos de longo prazo

porque a melhor atuação das instituições fomenta o investimento e as atividades não ligadas aos recursos primários, diminuindo a dependência em relação ao setor primário.

3) OS *ROYALTIES* DO PETRÓLEO NO BRASIL

A promulgação da lei nº 9.478/1997, também conhecida como “Lei do Petróleo”, não apenas instituiu o sistema de concessão no setor do petróleo, como quebrou o monopólio da Petrobrás na produção de petróleo e gás, pôs em prática uma nova fórmula de cálculo para o valor da produção, distribuiu os recursos arrecadados e também criou um regime fiscal único para o setor: aumentou a alíquota dos *royalties* e instituiu participações especiais (PE), bônus de assinatura e pagamento sobre retenção de área (PIRES; SCHECHTMAN, 2013; SOUZA; PEREIRA, 2013).

Em 2010, o sistema de partilha tornou-se vigente com a promulgação da lei nº 12.351 sem alterar o sistema de produção dos poços já concessionados. O sistema de partilha instituiu também a Petrobras como única operadora do Pré-Sal⁹, isto é, a empresa se tornou responsável pela operação, fiscalização e concessão dos blocos produtores, tendo 30% de participação mínima nas operações dos blocos concessionados. A representatividade da União nos consórcios foi garantida pela criação da estatal PPSA (Petróleo Pré-Sal S.A.), tendo essa o direito a 50% dos votos do consórcio (BRASIL, 2010).

Embora a concepção econômica das concessões do setor petrolífero tenha mudado significativamente, a nova legislação não alterou a forma de cobrança dos *royalties* e nem das Participações Especiais (SILVA, 2016). Os *royalties* e a participação especial incidem sobre a produção em terra e em plataforma continental, mas sem diferenciar as alíquotas. No caso dos *royalties*, após descontar os custos e a remuneração da empresa exploradora, cobra-se uma alíquota que varia entre 5% e 10% sobre o valor da produção. Já a participação especial é uma alíquota de 10% que incide somente em poços que tiverem produções acima das expectativas (BRASIL, 1997).

Os valores recebidos são divididos entre Estados, Municípios, Ministério de Ciência e Tecnologia, Comando da Marinha, Fundo Especial de Estados e Municípios e Fundo Social (BRASIL, 1997; 2010). O Gráfico 1 apresenta a parcela recebida por cada beneficiário entre os anos 2007 e 2012.

⁹ O Pré-Sal é uma camada de óleo leve que se localiza a aproximadamente 8 km da superfície do mar, logo após a camada de Sal. A área de produção do Pré-Sal se estende desde Santa Catarina até o Espírito Santo. Para mais detalhes ver <http://www.petrobras.com.br/pt/nossas-atividades/areas-de-atuacao/exploracao-e-producao-de-petroleo-e-gas/pre-sal/>.

Gráfico 2 - Parcela recebida pelos beneficiários dos *royalties* do petróleo entre 2007 e 2012.

Fonte: Elaboração própria do autor com dados da pesquisa.

O Gráfico 2 deixa evidente que os municípios são os maiores beneficiados finais pelo pagamento dos *royalties*, recebendo aproximadamente 34% dos valores totais pagos. Os estados são os segundos maiores beneficiados com média de 29,87% do total pago, porém, embora pouco, a participação dos estados diminuiu entre 2007 e 2012. O Comando da Marinha é beneficiado apenas pelos recursos provenientes da produção em plataforma continental devido aos impactos da produção na costa brasileira, correspondendo aproximadamente a 15% do total. O Ministério de Ciência e Tecnologia é beneficiado por 12% do total para fomentar o desenvolvimento de tecnologia nacional para o setor petrolífero. Já os Fundos Social e Especial têm o objetivo de equalizar o benefício das rendas petroleiras entre as regiões produtoras e não produtoras, bem como entre a geração atual e as futuras.

Até 2013 a legislação não era clara sobre os destinos das rendas do petróleo, pois a lei nº 9.478 não citava a aplicação dos recursos.¹⁰ Apenas o estado do Rio de Janeiro restringe a aplicação dos recursos petroleiros na despesa corrente do município, como pagamento da dívida e funcionalismo (QUINTELLA, 2000).

¹⁰ A lei nº 7.990 de 1989 restringia a aplicação da cota parte até 5% dos *royalties* em pagamento da dívida e folha de pagamento.

Em 2013, a lei nº 12.858 instituiu critérios para a aplicação dos recursos petroleiros, com destaque para: i) 50% dos recursos totais arrecadados para o Fundo Social serão destinados para a área da Educação até que as metas da educação básica sejam alcançadas; ii) dos recursos pagos aos órgãos da administração pública e aos estados e municípios, 75% será destinado à educação e 25% para a Saúde; iii) ficam vedadas as aplicações em pagamento das dívidas dos governos (Federal, Estadual ou Municipal) e manutenção dos serviços públicos, especialmente funcionalismo (BRASIL, 2013).

Em função dos elevados valores pagos na forma de royalties aos municípios, os trabalhos de Postali e Nishima (2012), Caselli e Michaels (2013) e Monteiro (2015) analisaram os efeitos dos recursos do petróleo nos gastos e indicadores sociais dos municípios brasileiros ao longo das duas últimas décadas.

Postali e Nishima (2012) analisaram os efeitos dos royalties no acesso das famílias à água encanada, rede elétrica e coleta de lixo e também os efeitos na taxa de analfabetismo. Os resultados indicaram que os efeitos foram positivos em todos os indicadores considerando o período 1991-2010. No entanto, os autores encontraram uma correlação negativa entre os royalties e esses indicadores, segundo os autores, indicando a presença de uma “maldição social dos recursos naturais”.

Monteiro (2015) identificou que o desempenho escolar e a taxa de frequência dos alunos dos municípios recebedores e não recebedores de royalties foram estatisticamente iguais. Deste modo, embora os recursos petroleiros tenham aumentado o gasto educacional em média 15%, o resultado qualitativo foi o mesmo para os dois grupos de municípios.¹¹

Em linha, Caselli e Michaels (2013) identificaram que os royalties aumentaram os gastos relacionados aos gastos em educação e cultura (21,7%), saúde e saneamento (11,8%), habitação e desenvolvimento urbano (12,9%), transporte (7,3%) e transferências sociais (5,3%), ou seja, aproximadamente 83% dos recursos do petróleo foram transformados em gastos municipais. No entanto, os autores observaram que apesar do aumento dos gastos, o efeito total sobre a disposição de serviços públicos foi negativo (-0,13%).¹²

Quanto à arrecadação tributária, Postali (2015) analisou o efeito dos royalties no esforço fiscal das prefeituras brasileiras. Os resultados indicaram que o recebimento das

¹¹ Os indicadores qualitativos analisados por Monteiro (2015) foram: Nota média da prova Brasil de matemática para 4ª série; Nota média da prova Brasil de português para 4ª série; Porcentagem das crianças com dois anos ou mais de atraso escolar; Taxa de frequência líquida no ensino fundamental.

¹² Desagregando os efeitos sobre os serviços públicos, tem-se: porcentagem de famílias com disponibilidade de água encanada (0,19%), porcentagem de famílias abastecidas pela rede de água principal (-0,75%), percentual de famílias com esgoto encanado (0,04%), quilômetros de rodovias municipais pavimentadas (-0,4%).

rendas do petróleo diminuiu o esforço para arrecadar IPTU. Deste modo, o autor concluiu que os recursos petroleiros afetaram negativamente a composição dos orçamentos municipais, pois os municípios substituíram a arrecadação própria por *royalties*.

4) METODOLOGIA

4.1) Dados

A região Sudeste Brasileira é formada por quatro estados (ES, MG, RJ e SP), contendo 1.668 municípios. Como o período analisado foi de 2007 a 2012, construiu-se um painel balanceado com 10.008 observações. Embora alguns municípios não tenham disponibilizado algum dado em algum ano, optou-se por atribuir valor zero nesses casos e não excluir esses municípios para não criar ilhas espaciais inexistentes. No caso do estado do Rio de Janeiro, considerou-se os 92 municípios do estado para o mesmo horizonte temporal, totalizando um painel com 552 observações. Todos os valores monetários foram deflacionados para o ano de 2012 pelo índice de inflação IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

A Tabela 1 apresenta o resumo estatístico dos dados utilizados nos modelos econométricos e os sinais esperados das covariadas, tanto para a região Sudeste, quanto para o estado do Rio de Janeiro.

Tabela 1 - Média, desvio padrão, mínimo, máximo, fonte e papel na regressão das variáveis utilizadas nos modelos econométricos para a região Sudeste e para o Rio de Janeiro.

Sudeste						
Variáveis	Média	Desv. Pad	Mín	Máx	Unidade	Sinal Esperado
PIB <i>per capita</i>	17.495,51	23.004,62	0,00	777.099,80	R\$	Var. Depend.
Royalties/PIB	0,002	0,006	0,00	0,131	%	+/-
IFGF	0,529	0,151	0,00	0,993	Índice	+
Investimento/Rec. Corrente	0,109	0,064	0,00	0,830	%	+
Educ./Rec. Orçamentária	0,256	0,085	0,00	0,909	%	+
Saúde/Rec. Orçamentária	0,235	0,078	0,00	0,904	%	+
Previdência <i>per capita</i>	137,68	117,01	0,00	1.324,86	R\$	+/-
Transferência/PIB	0,165	0,118	0,00	0,732	%	-
Área Plantada	5.681,48	9.441,63	0,00	120.982,00	Hectares	-
Gado	23.099,47	33.207,69	0,00	367.300,00	Nº de Cabeças	+
Automóveis <i>per capita</i>	0,162	0,090	0,00	0,824	Nº de Automóveis	-
Rio de Janeiro						
PIB <i>per capita</i>	31.863,28	47.643,46	0,0	363.480,60	R\$	Var. Depend.
Royalties/PIB	0,018	0,019	0,0	0,131	%	+/-
IFGF	0,569	0,142	0,0	0,877	Índice	+
Investimento/Rec. Corrente	0,090	0,065	0,0	0,568	%	+
Educ./Rec. Orçamentária	0,212	0,089	0,0	0,464	%	+
Saúde/Rec. Orçamentária	0,217	0,101	0,0	0,540	%	+
Previdência <i>per capita</i>	152,76	132,47	0,0	1.008,75	R\$	+/-
Transferência/PIB	0,110	0,081	0,0	0,370	%	-
Área Plantada	1.607,34	7.492,52	0,0	74.050	Hectares	-
Gado	23.343,60	32.082,14	0,0	255.000	Nº de Cabeças	+
Automóveis <i>per capita</i>	0,147	0,070	0,0	0,478	Nº de Automóveis	-

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

A variável dependente do trabalho é o PIB *per capita* municipal em R\$, coletado junto ao site do IBGE-cidades.

A relação entre royalties e PIB visa captar o efeito da dependência aos royalties no PIB *per capita* municipal da região Sudeste, e corresponde como a variável de interesse do trabalho. Os valores de *royalties* foram coletados na base de dados da FINBRA no site da Secretaria do Tesouro Nacional (STN).

O Índice de Gestão Fiscal (IFGF) é um índice que considera a capacidade de arrecadar impostos, a capacidade de investir, o gasto em pessoal, a liquidez e o custo da dívida dos municípios. Dessa forma, o IFGF foi inserido para controlar os efeitos das instituições orçamentárias nos PIB *per capita* dos municípios. Segundo Alesina e Perotti (1996), as instituições orçamentárias remetem a todas as regras e regulações que o orçamento é submetido para ser planejado, aprovado e implementado. Logo, a gestão fiscal e o bom funcionamento das instituições estão diretamente relacionados. Além disso, a capacidade de reinvestir eficientemente as rendas dos recursos naturais é atribuída por Ploeg (2011) à boa gestão fiscal.

A relação entre investimento e receita corrente foi inserida no modelo para controlar os efeitos do investimento em capital físico. Os investimentos municipais disponíveis na série do STN abrangem os gastos das prefeituras para planejar e executar obras, considerando a aquisição de instalações, máquinas, imóveis e programas de empregos específicos relacionados a essas áreas. A variável capta somente o investimento público. O investimento privado não foi considerado por não ter sido encontrada nenhuma *proxy* para a variável. A razão entre gastos municipais em investimento e receita corrente foi escolhida para representar o comprometimento das prefeituras para com o investimento público. Considerou-se a receita corrente porque os municípios podem utilizar as suas receitas de capital para fazer investimentos.

O investimento em capital humano foi tratado pela relação gasto em educação e receita orçamentária. Considerou-se a relação do gasto em educação com as receitas orçamentárias, pois a Constituição brasileira prevê que os municípios devem gastar, no mínimo, 25% dos seus orçamentos com educação.

O gasto em saúde também foi considerado em relação à receita orçamentária, pois os municípios são obrigados a gastar 15% do orçamento em Saúde.¹³ Inseriu-se a proporção do gasto em saúde no modelo porque, segundo Noronha, Figueiredo e Andrade (2010), o acesso

¹³ Precisamente, os municípios são obrigados a gastar 15% da receita tributária em Saúde.

à saúde possui reflexos na produtividade do trabalho e, conseqüentemente, no crescimento econômico. Assim sendo, assumindo a eficiência dos investimentos, o gasto em saúde aumenta o acesso da população à Saúde.

O gasto em previdência social *per capita* foi inserido no modelo para captar os efeitos das transferências de renda de cunho social no PIB *per capita*, englobando os gastos com bolsa família, benefício de prestação continuada, aposentadorias e pensões. Captou-se a dependência econômica dos municípios às outras esferas de governo pela relação transferências intergovernamentais e PIB.

A área plantada de milho, cana de açúcar e café (Área Plantada) foi inserida para captar os efeitos da urbanização no modelo, já que os municípios com maiores áreas plantadas tendem a serem menos urbanizados e, conseqüentemente, tendem a crescer menos (HENDERSON, 2003). O número de cabeças de gado foi inserido para completar o efeito da agropecuária nos municípios. Ademais, não se pode negar também que a agricultura e a pecuária têm se destacado como um enorme potencial de geração de renda e emprego em pequenos e médios municípios onde os setores industrial e terciário são incipientes.

A frota de automóveis *per capita* foi inserida no modelo para captar os efeitos do impacto ambiental nos municípios, sendo uma tentativa de controlar os reveses dos gases estufas no PIB *per capita* municipal e possíveis políticas ambientais implementadas pelos municípios, como o uso de ciclovias como transporte alternativo.

4.2) Estratégia Empírica

O objetivo da presente dissertação é analisar os efeitos da dependência aos royalties do petróleo no PIB *per capita* dos municípios contemplados pelas receitas e nos dos seus vizinhos. Deste modo, a motivação empírica do trabalho propõe-se inicialmente pela seguinte relação:

$$PIBpc_{it} = f(dep_{it}, \beta) \quad (1)$$

onde, $PIBpc_{it}$ é o PIB *per capita* do município i no ano t ; dep_{it} representa a relação entre *royalties* e PIB do município i em t ; β é o parâmetro associado à dependência a ser estimado. A estimação do parâmetro β é obtida através da seguinte equação:

$$PIBpc_{it} = \mu_i + \vartheta_t + \beta dep_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

sendo, μ_i as idiosincrasias municipais não observadas e invariantes no tempo, como características climáticas, culturais, etc.; ϑ_t representa as heterogeneidades de cada ano que

são comuns à todos municípios, como as variações dos preços internacionais do petróleo; por fim, ε_{it} são os desvios do modelo com distribuição $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

No entanto, a dependência aos recursos petrolíferos pode afetar as economias beneficiadas de forma não linear, pois existem trabalhos que encontraram efeitos positivos dos recursos naturais no crescimento econômico (ALEXEEV; CONRAD, 2011; JI; MAGNUS; WANG, 2013) e outros que encontraram efeitos negativos (ELLIOT; HARTARSKA; BAINEY, 2007; POSTALI, 2009; BRÜCKNER, 2010; JAMES; AADLAND, 2011). Além disso, assume-se que as rendas do petróleo possam ter efeitos retardados devido ao tempo de aplicação dos recursos. Assim sendo, propõe-se na equação 2 inserir a dependência ao quadrado e defasada em um ano para testar esses possíveis canais de transmissão, obtendo-se:

$$PIBpc_{it} = \mu_i + \vartheta_t + \beta_2 dep_{it} + \beta_3 dep_{it}^2 + \beta_4 dep_{it-1} + \varepsilon_{it}. \quad (3)$$

A Eq. (3) descreve as variáveis que compõem o interesse central do trabalho. Porém, outros fatores socioeconômicos podem impactar o PIB *per capita* dos municípios e, conseqüentemente, as estimativas. Nesse ínterim, foram inseridas variáveis para controlar os efeitos de características adjacentes dos municípios no PIB *per capita*, não obstante à teoria econômica, as *proxies* foram decididas com base na disponibilidade dos dados. Os controles foram: investimento produtivo; investimento em capital humano; investimento em saúde; qualidade institucional; urbanização; agropecuária; gastos sociais; independência financeira; impactos ambientais. Então, obtendo-se a seguinte equação:

$$PIBpc_{it} = \mu_i + \vartheta_t + \beta_2 dep_{it} + \beta_3 dep_{it}^2 + \beta_4 dep_{it-1} + \beta_5 inst_{it} + \beta_6 inv_{it} + \beta_7 educ_{it} + \beta_8 sau_{it} + \beta_9 prev_{it} + \beta_{10} transf_{it} + \beta_{11} urb_{it} + \beta_{12} gado_{it} + \beta_{13} pibpc_{it-1} + \varepsilon_{it}. \quad (4)$$

A Eq. (4) descreve o modelo geral que poderia ser estimado para analisar o efeito da dependência aos royalties sobre o PIB *per capita*. Porém, LeSage e Fisher (2009) advertem que a renda *per capita* é normalmente espacialmente correlacionada entre as interações socioeconômicas dos agentes localizados em um determinado espaço. Antecipando parte dos resultados, essa integração espacial é de fato confirmada para o PIB *per capita* municipal do Sudeste pelos testes I de Moran e C de Geary dispostos na Tabela 2 da seção 5.1. Sendo assim, para controlar os efeitos da dependência espacial da variável dependente, inseriu-se a variável defasada no espaço, encontrando-se:

$$PIBpc_{it} = \mu_i + \vartheta_t + \rho WPIBpc_{it} + \beta_2 dep_{it} + \beta_3 dep_{it}^2 + \beta_4 dep_{it-1} + \beta_5 inst_{it} + \beta_6 inv_{it} + \beta_7 educ_{it} + \beta_8 sau_{it} + \beta_9 prev_{it} + \beta_{10} transf_{it} + \beta_{11} urb_{it} + \beta_{12} gado_{it} + \beta_{13} pibpc_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

onde, W representa a matriz de ponderação espacial e ρ o parâmetro a ser estimado.

Além disso, assume-se que as pessoas, bens e serviços circulam livremente através das fronteiras municipais, permitindo que os controles socioeconômicos dos vizinhos afetem o PIB *per capita* do município de referência (LESAGE; FISHER, 2009). Portanto, foram incluídas variáveis explicativas defasadas espacialmente, resultando em uma nova especificação da Eq. 5 descrita como:

$$PIBpc_{it} = \mu_i + \vartheta_t + \rho WPIBpc_{it} + \beta_2 dep_{it} + \beta_3 dep_{it}^2 + \beta_4 dep_{it-1} + \beta_5 inst_{it} + \beta_6 inv_{it} + \beta_7 educ_{it} + \beta_8 sau_{it} + \beta_9 prev_{it} + \beta_{10} transf_{it} + \beta_{11} urb_{it} + \beta_{12} gado_{it} + \beta_{13} pibpc_{it-1} + \theta_2 Wdep_{it} + \theta_3 Wdep_{it}^2 + \theta_4 Wdep_{it-1} + \theta_5 Winst_{it} + \theta_6 Winv_{it} + \theta_7 Weduc_{it} + \theta_8 Wsau_{it} + \theta_9 Wprev_{it} + \theta_{10} Wtransf_{it} + \theta_{11} Wurb_{it} + \theta_{12} Wgado_{it} + \theta_{13} Wpibpc_{it-1} + \varepsilon_{it}. \quad (6)$$

Assim, a equação (6) descreve as variáveis utilizadas no estudo, contemplando os efeitos da dependência aos royalties, dos controles adicionais, do componente espacial da variável dependente e dos controles adjacentes dos municípios vizinhos. Em vista das diferentes unidades de medida e buscando-se simplificar a interpretação dos coeficientes estimados, estimou-se a Eq. (6) com as variáveis transformadas pelos seus respectivos logaritmos naturais, obtendo os coeficientes estimados em elasticidades.

A forma funcional descrita na Eq. (6) é conhecida como modelo Espacial de Durbin, ou Spatial Durbin Model (SDM). Caso $\theta_k = 0$ (com $k = 2, \dots, 13$), seria obtido o modelo SAR, enquanto que caso $\rho = 0$, a Eq. (6) descreveria o modelo SLX. Por outro lado, se $\theta_k = 0$ e $\rho = 0$ seria obtido o modelo de dados em painel de efeitos fixos (MQO). A Eq. (6), com a defasagem espacial do termo de erro ($Wv_{it} = \lambda Wu_{it} + \varepsilon_{it}$), seria possível obter os modelos SDEM ($\lambda \neq 0$; $\rho = 0$; $\theta \neq 0$), SEM ($\lambda \neq 0$; $\rho = 0$; $\theta = 0$) ou SAC ($\lambda \neq 0$; $\rho \neq 0$; $\theta = 0$). A construção dos modelos espaciais estão detalhados no final trabalho no Apêndice B.

O modelo SDM foi escolhido devido à natureza dos dados e do problema de pesquisa. Segundo LeSage e Fisher (2009), o modelo SDM é mais apropriado para regressões que tratem o crescimento econômico de alguma forma, principalmente por as séries de estoque de

capital produtivo e humano não serem perfeitamente conhecidas, e por elas serem usualmente correlacionadas.

Os testes LM e LR ampararam a escolha do modelo SDM. O teste LM, tanto no modelo MQO, quanto no SLX, apontou que a variável dependente deveria ser defasada espacialmente, isto é, o teste identificou os modelos SDM e SAR como mais apropriados para os dados. Já o teste LR apontou que as variáveis explicativas deveriam ser defasadas espacialmente, ou seja, o modelo SDM ou SDEM seriam mais apropriados para tratar o problema proposto. Deste modo, o modelo SDM foi um ponto de convergência de ambos testes. Os resultados dos testes LR e LM estão dispostos nas Tabelas A.2 e A.3 do Apêndice A, respectivamente.

Depois de decidido qual modelo estimar, escolheu-se a matriz de ponderação espacial. Para tal, foi empregada a análise do I de Moran dos resíduos estimados dos modelos restritos, MQO e SLX, e analisou-se os critérios de informação de AIC e BIC¹⁴ do modelo SDM estimado com as diferentes matrizes espaciais¹⁵. A análise do I de Moran indicou a matriz contígua do tipo *Queen* como mais apropriada e a Matriz de distância inversa do tipo Haversine com raio de até 200 km como a segunda mais apropriada. Já pela análise do critério de informação de AIC, as matrizes de distâncias inversa Euclidiana, Haversine e Haversine até 200 km tiveram AIC extremamente próximos (-15.080, -15.081, -15.052, respectivamente), e pelo critério BIC as mesmas matrizes também apresentaram valores próximos (-14.864, -14.864, -14.836, mantendo-se a mesma ordem).

Dessa maneira, como a matriz de distância inversa de Haversine até 200 km foi satisfatória para controlar os efeitos espaciais pelo teste I de Moran e pela análise dos critérios de informação, e por a medida de Haversine ser mais apropriada para superfícies esféricas, como o globo terrestre (DRUKKER et al, 2013), a matriz *W* escolhida foi a de distância inversa de Haversine com raio de 200 km normalizada pela linha. A matriz foi construída de acordo com a seguinte regra:

¹⁴ O critério de informação BIC foi calculado e documentado para critério de desempate (STAKHOVYCH; BIJMONT, 2008).

¹⁵ O modelo SDM foi estimado com as matrizes; contígua Queen; Distância inversa euclidiana; Distância inversa de Haversine; Distância inversa de Haversine com raio até 200 km. Em todas as estimações as matrizes foram normalizadas pela linha.

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, & \text{se } d_{ij} > 1/200km \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

com, d_{ij} sendo a distância entre o município i e j em km, calculada de acordo com a medida de Haversine. O detalhamento do cálculo da distância está apresentado na seção B.2.4 do Apêndice B.

A consistência e eficiência dos coeficientes estimados é obtida através das premissas de exogeneidade estrita dos dados, ausência de autocorrelação e homocedasticidade (GREENE, 2012). Para garantir as propriedades desejadas dos parâmetros estimados, os modelos trataram as heterogeneidades individuais e temporais por efeitos fixos, a matriz de variância e covariância utilizada foi a robusta de Huber e White e a variável dependente foi inserida para controlar os efeitos de um processo autoregressivo de ordem 1.

5) RESULTADOS E DISCUSSÕES

5.1) Análise exploratória dos dados espaciais (AEDE)

A análise AEDE visa encontrar padrões associativos dos dados no espaço, ou seja, identificar a presença de componentes espaciais. Caso o espaço influencie os dados, as estimativas dos parâmetros de mínimos quadrados tornam-se ineficientes e inconsistentes (ALMEIDA, 2012).

Dessa maneira, a associação espacial da variável dependente foi testada pelos testes I de Moran e C de Geary globais. A Tabela 2 apresenta os resultados dos testes.

Tabela 2 - Teste I de Moran e C de Geary para o PIB *per capita* em nível e para o logaritmo natural do PIB *per capita* dos municípios da região Sudeste do Brasil entre 2007 e 2012.

Variables	I de Moran			C de Geary		
	I	E(I)	Valor-p	C	E(C)	Valor-p
PIB <i>per capita</i> 2007	0,044	-0,001	0,000	0,959	1	0,012
PIB <i>per capita</i> 2008	0,035	-0,001	0,000	0,963	1	0,020
PIB <i>per capita</i> 2009	0,065	-0,001	0,000	0,938	1	0,000
PIB <i>per capita</i> 2010	0,031	-0,001	0,000	0,972	1	0,050
PIB <i>per capita</i> 2011	0,015	-0,001	0,000	0,995	1	0,427
PIB <i>per capita</i> 2012	0,013	-0,001	0,000	1,003	1	0,461

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

A hipótese nula dos testes I de Moran e C de Geary é de ausência de autocorrelação espacial. Deste modo, a rejeição das hipóteses nulas e os coeficientes do I de Moran positivos e os do C de Geary menores do que a unidade indicam que há um processo de concentração do PIB *per capita* na região Sudeste.

Pela análise da Figura 1, percebe-se que os maiores PIB *per capita* se concentram ao longo da região Noroeste de SP e juntando-se com a região Sudoeste e Oeste mineira. Deste modo, a análise visual confirma a concentração global apontada nos testes estatísticos na região Sudeste.

O teste global pode camuflar padrões associativos locais nas regiões e, em vista disso, foi calculado o teste I de Moran local para o PIB *per capita* ilustrado pela Figura 2. A Figura 2 mostra a existência de um cluster alto-alto do PIB *per capita* na região Norte do estado do Rio de Janeiro formado por quatro municípios (Rio das Ostras, Macaé, Quissamã e Cabo Frio) que se mantém entre 2007 e 2012. Os outros clusters identificados em 2007 e 2010 não obtêm a significância estatística mínima ao longo do tempo.

A Figura 3 apresenta em um mapa os royalties do petróleo *per capita* recebidos pelos municípios da região Sudeste. Ao confrontar os achados das Figuras 1 e 2 com o da Figura 3,

percebe-se que as regiões com maiores PIB *per capita* não são as que mais recebem royalties *per capita*. Esse resultado visual reitera as informações preliminares apresentadas no Gráfico 1 da introdução, o qual mostrou que os municípios com mais rendas do petróleo em 2007 não apresentaram desempenho econômico diferenciado dos municípios com menores dotações de royalties.

Pela Figura 4 fica evidente a disparidade no recebimento dos royalties na região Sudeste, pois o Rio de Janeiro possui dois clusters alto-alto no recebimento de receitas do petróleo, um composto por toda região Norte e outro na região Sul do estado (Angra dos Reis, Parati e Mangaratiba).

As análises das Figuras 1, 2, 3 e 4 em conjunto com o Gráfico 1, dão indícios de que os royalties não são diretamente relacionados com o PIB *per capita*, pois há indícios de que as regiões mais beneficiadas pelas rendas do petróleo não são as com maiores PIB *per capita*. Portanto, através das estimações dos modelos econométricos será possível verificar a magnitude do impacto dos royalties do petróleo no PIB *per capita* das localidades em questão.

Figura 1 - PIB *per capita* municipal da região Sudeste nos anos 2007, 2010 e 2012.

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Figura 2 - I de Moran Local para o PIB *per capita* em 2007, 2010 e 2012.

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa

Figura 3 - Royalties *per capita* (R\$) em 2007, 2010 e 2012.

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Figura 4 - LISA royalties per capita 2007, 2010 e 2012.

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

5.2) Resultados do modelo econométrico

5.2.1) Sudeste

Através dos testes estatísticos e considerando a teoria econômica, foi escolhido o modelo SDM com a matriz de ponderação espacial de distância de Haversine inversa com raio de até 200 km normalizada na linha.

Os componentes individuais invariantes no tempo (μ_i), bem como os componentes temporais (ϑ_t), foram tratados por efeitos fixos. Todos os modelos foram estimados utilizando a matriz de variância e covariância robusta de Huber e White.

A Tabela 3 contém os efeitos direto, indireto e total estimados pelo modelo SDM descrito pela Eq. (6).

Tabela 3 - Efeitos Direto, Indireto e Total estimado pelo modelo SDM.

Variável Dependente: $\ln(\text{PIB per capita})$			
Variáveis	ED	EI	ET
$\ln(\text{Royalties}/\text{PIB})_t$	-0,00218*** (0,001)	-0,0118 (0,011)	-0,014 (0,011)
$[\ln(\text{Royalties}/\text{PIB})_t]^2$	0,0381*** (0,002)	0,0476*** (0,008)	0,0857*** (0,008)
$\ln(\text{Royalties}/\text{PIB})_{t-1}$	-0,000115 (0,001)	0,0126 (0,011)	0,0125 (0,012)
$\ln(\text{IFGF})_t$	-0,0181** (0,009)	-0,0105 (0,095)	-0,0286 (0,095)
$\ln(\text{Investimento})_t$	0,00994*** (0,003)	0,0462 (0,033)	0,0562* (0,033)
$\ln(\text{Educação})_t$	0,0585*** (0,017)	-0,213* (0,122)	-0,154 (0,122)
$\ln(\text{Saúde})_t$	0,0204*** (0,008)	0,228*** (0,077)	0,248*** (0,078)
$\ln(\text{Previdência per capita})_t$	-0,00484 (0,006)	0,0689* (0,035)	0,0640* (0,036)
$\ln(\text{Transferências}/\text{PIB})_t$	-0,0896*** (0,019)	0,108 (0,073)	0,0188 (0,078)
$\ln(\text{Área Plantada})_t$	-0,00177 (0,003)	-0,0495 (0,033)	-0,0513 (0,032)
$\ln(\text{Gado})_t$	0,00977*** (0,004)	0,0554 (0,044)	0,0652 (0,045)
$\ln(\text{Automóveis per capita})_t$	-0,399*** (0,040)	-0,434** (0,192)	-0,833*** (0,186)
$\ln(\text{PIB per capita})_{t-1}$	0,844*** (0,028)	-0,206*** (0,057)	0,638*** (0,058)
ρ		0,263*** (0,047)	
N	10.008 (t=6; n=1.668)		
R ² overall	0,292		
R ² within	0,8911		
Log-Likelihood	7.549,56		
Valor-p Hausman	0,000		

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Erros Padrão entre parênteses em baixo dos respectivos coeficientes.

*, **, *** representam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

O efeito direto da relação *royalties* e PIB foi negativo e significativo a 1%, confirmando os indícios obtidos com a análise dos dados de que a dependência aos recursos petrolíferos é nociva ao crescimento econômico. Com efeito, o aumento de 1% na dependência diminui aproximadamente 0,0022% o PIB *per capita*. O sinal da relação é congruente com o obtido por Postali (2009), inclusive o valor do parâmetro, mostrando a consistência do efeito direto negativo.

Além disso, o sinal negativo da dependência dos royalties nos municípios da região Sudeste é consonante aos obtidos por Elliott, Hartarska e Bailey (2007) e James e Aadland

(2011) para os municípios norte-americanos, pois os autores também identificaram impactos negativos dos recursos naturais no crescimento econômico dos municípios mais dependentes.

O termo quadrático da dependência pelos royalties foi inserido para captar efeitos não lineares da variável. O sinal positivo e significativo indica que a relação entre a dependência às rendas do petróleo e o PIB *per capita* é dada em forma de “U” e, dessa forma, o efeito direto da dependência pode ser reescrito por:¹⁶

$$\frac{\partial \ln(\text{PIB per capita})_t}{\partial \ln(\frac{\text{Royalties}}{\text{PIB}})_t} = -0,0022 + 0,076 \ln\left(\frac{\text{Royalties}}{\text{PIB}}\right)_t \rightarrow \frac{\text{Royalties}}{\text{PIB}}_t = 1,0293. \quad (7)$$

Assim, pela Eq. (7) tem-se que o efeito marginal da dependência aos royalties no PIB *per capita* é igual a zero para a relação royalties e PIB igual a 2,93%. A partir desse valor, os efeitos da dependência passam a ser marginalmente positivos.

Quanto ao efeito indireto, ou *spillover*, apenas o componente quadrático foi significativo. O sinal positivo e significativo do coeficiente indica que o PIB *per capita* dos municípios vizinhos dos que recebem royalties é impactado de forma não linear e também em forma de “U”. Assim sendo, a participação dos royalties no PIB de 9,5% seria indiferente ao PIB *per capita*, sendo dependências menores que 9,5% prejudiciais ao PIB *per capita* dos vizinhos, e dependências maiores benéficas. Deste modo, considerando que a maior parte dos municípios da região Sudeste possui dependência menor do que 9,5% do PIB (média = 0,2%; desvio-padrão=0,6%), o resultado é um indicativo dos efeitos regionais negativos da dependência dos royalties.

No efeito total, somente a dependência ao quadrado foi significativa. O sinal positivo indica que as receitas petroleiras impactam o PIB *per capita* dos municípios que as recebem de forma não linear em forma de “U”. Esse impacto não linear significativo pode ter sido causado por o efeito *feedback*¹⁷ ter compensado o efeito direto linear negativo.

Existem diversos mecanismos de transmissão da “maldição dos recursos naturais”, mas a aplicação ineficiente dos recursos é o mecanismo mais provável para o efeito negativo

¹⁶ O efeito direto no modelo SDM é expresso pela média dos elementos da diagonal principal da matriz $(\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1}[\beta_k + \mathbf{W}\theta_k]$ e, portanto, não é exatamente o β_k estimado. No entanto, o efeito direto é o que se equivale ao β estimado nos modelos de regressão clássico. Em vista disso, ilustrou-se o efeito marginal com os coeficientes dos efeitos diretos para ilustrar o impacto da dependência dos royalties no PIB *per capita* dos municípios analisados.

¹⁷ O efeito *feedback*, matematicamente, é a diferença entre o efeito médio e o efeito direto. Intuitivamente, o efeito *feedback* é a parte do efeito direto causada pela interligação espacial entre as regiões. Para mais detalhes ver LeSage e Fisher (2009) e Vega e Elhorst (2013).

das rendas do petróleo na região Sudeste. Os resultados de Postali e Nishima (2012), Caselli e Michales (2013) e Monteiro (2015) mostram que os recursos do petróleo não estão gerando bons resultados nas regiões produtoras. Esses resultados negativos podem ser atribuídos à má gestão dos recursos, seja por culpa dos próprios gestores ou por falta de direcionamento da legislação reguladora (HARFORD; KLEIN, 2005; POSTALI; NISHIMA, 2012).

Porém, o efeito da má administração é limitado pela jurisdição dos gestores, ou seja, a fronteira municipal limita a interferência direta das possíveis falhas administrativas nas localidades vizinhas. Embora não tenha sido testado, os bens, as pessoas e os serviços circulam livremente entre os municípios e, dessa maneira, a ineficiência pode ser passada através dessas relações. Esse possível mecanismo da maldição pode explicar o efeito *spillover* não linear e com indícios de efeito negativo no Sudeste.

Quanto às outras variáveis, elas foram inseridas no modelo como controles adicionais para instituições, investimento em capital físico, investimento em capital humano, investimento na saúde, independência orçamentária, impacto ambiental, urbanização, agricultura, gasto previdenciário e um componente temporal do PIB *per capita*. Todas as variáveis tiveram sinais condizentes com a expectativa, exceto o controle para instituições.

O IFGF foi inserido no modelo econométrico para captar os efeitos das instituições municipais no PIB *per capita*, entretanto, o sinal foi negativo e o coeficiente significativo, contrariamente ao que era esperado. Nesse sentido, 1% de aumento no IFGF diminui o PIB *per capita* em 0,018%, aproximadamente.

Mehlum, Moene e Torvik (2006) explicam que as localidades mais dependentes dos recursos naturais crescem a despeito da qualidade das instituições. As instituições mais eficientes trazem melhores ambientes de negócios e mais incentivos à diversificação produtiva, tornando a economia menos dependente da exploração primária. Os resultados empíricos de Brunnschweiler (2008) corroboram os resultados de Mehlum, Moene e Torvik (2006).

Ji, Magnus e Wang (2013) identificaram que as localidades Chinesas ricas em recursos naturais com menor qualidade institucional cresceram mais do que as com instituições mais eficientes. O resultado dos autores também corrobora o de Mehlum, Moene e Torvik (2006).

Face ao exposto, a Tabela 4 traz o IFGF em 2007 e o crescimento médio do PIB *per capita* entre 2007 e 2012 dos 20 municípios que mais dependiam dos royalties em 2007, ilustrando a relação entre instituições municipais, crescimento econômico e dependência pelos royalties.

Tabela 4 - Dependência pelos royalties em 2007, IFGF 2007 e taxas de crescimento médio entre 2007-2012 dos 20 municípios que mais dependiam dos recursos do petróleo em 2007.

UF	Município	Royalties/PIB 2007	Posição Dependência	IFGF 2007	Posição IFGF	Média Crescimento 2007-12
RJ	Silva Jardim	6,33%	1°	0,533	792 °	3,17%
RJ	Engenheiro Paulo de Frontin	6,18%	2 °	0,641	337 °	0,92%
RJ	Paty do Alferes	5,90%	3 °	0,721	127 °	3,11%
RJ	Carapebus	4,89%	4 °	0,319	1.560 °	-2,66%
RJ	Parati	4,87%	5 °	0,759	72 °	25,89%
RJ	Aperibé	4,87%	6 °	0,366	1.441 °	3,69%
RJ	São Sebastião do Alto	4,85%	7 °	0,560	664 °	3,93%
RJ	São José de Ubá	4,54%	8 °	0,536	780 °	6,97%
RJ	Macuco	4,40%	9 °	0,596	514 °	3,03%
RJ	Laje do Muriaé	4,21%	10 °	0,380	1.393 °	3,73%
RJ	Santa Maria Madalena	4,17%	11 °	0,419	1.251 °	2,58%
RJ	Varre-Sai	4,17%	12 °	0,256	1.631 °	0,35%
RJ	Miguel Pereira	4,13%	13 °	0,675	232 °	2,13%
RJ	Macaé	4,11%	14 °	0,724	125 °	2,19%
RJ	Trajano de Moraes	3,97%	15 °	0,367	1.437 °	3,84%
RJ	São João da Barra	3,82%	16 °	0,443	1.169 °	21,67%
RJ	Casimiro de Abreu	3,79%	17 °	0,581	571 °	3,49%
RJ	Rio das Flores	3,46%	18 °	0,692	187 °	-9,51%
RJ	Duas Barras	3,28%	19 °	0,496	972 °	2,49%
RJ	Rio das Ostras	3,08%	20 °	0,831	18 °	-1,39%

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Nota: O ranqueamento considera a posição relativa dentro da região Sudeste, portanto, considerando 1.668 municípios.

Pela Tabela 4, destaca-se primeiramente que todos os municípios pertencem ao estado do Rio de Janeiro, evidenciando a dependência que os municípios do estado possuem em relação às rendas do petróleo. Segundamente, apenas 2 desses municípios estão entre os 100 melhores IFGF da região Sudeste, apenas 7 estão entre os 500 primeiros, apenas 13 estão entre os 1.000 primeiros e 7 estão entre os 500 piores.

Em relação ao crescimento econômico médio, tem-se um crescimento médio de 3,9%, valor ligeiramente maior do que a média do Sudeste (3,18%), mas ao retirar os municípios *outliers* Parati e São João da Barra, a média se torna significativamente menor do que a da região, 1,78%. Deste modo, infere-se que esses municípios estão crescendo a despeito de uma gestão fiscal eficiente.

A relação aparentemente inversa entre IFGF, dependência pelos royalties e crescimento econômico sustenta os resultados e pressuposições de Mehlum, Moene e Torvik (2006) e de Robinson, Torvik e Verdier (2006). Em adição, Sala-i-Martin e Subramanian (2012) destacam a fragilidade das instituições como um dos principais mecanismos de transmissão da maldição do petróleo.

Como os trabalhos teóricos e aplicados apontam que a atuação das instituições é imprescindível para lidar com os sintomas da maldição dos recursos naturais (ROBINSON; TORVIK; VERDIER, 2006; MEHLUM; MOENE; TORVIK, 2006; AUTY, 2007; BRUNNSCHWEILER, 2008; SALA-I-MARTIN; SUBRAMANIAN, 2012), inseriu-se uma interação entre a dependência e a gestão fiscal dos municípios conforme os trabalhos de Mehlum, Moene e Torvik (2006) e Brunnschweiler (2008) sugerem, expressa por:

$$Interação_{it} = [\ln(Royalties/PIB)_{it}]x[\ln(IFGF)_{it}]. \quad (8)$$

A Tabela 5 traz os coeficientes estimados dos efeitos direto, indireto e total considerando a interação entre dependência pelos royalties e gestão fiscal.

Tabela 5 - Efeitos direto, indireto e total do modelo SDM considerando a interação entre dependência pelos royalties e IFGF para a região Sudeste.

Variável Dependente: $\ln(\text{PIB per capita})$			
Variáveis	ED	EI	ET
<i>Interação</i>	0,00466* (0,002)	-0,0237 (0,037)	-0,019 (0,038)
$\ln(\text{Royalties}/\text{PIB})_t$	-0,00698** (0,003)	0,0145 (0,042)	0,0075 (0,042)
$[\ln(\text{Royalties}/\text{PIB})_t]^2$	0,0381*** (0,002)	0,0453*** (0,010)	0,0833*** (0,010)
$\ln(\text{Royalties}/\text{PIB})_{t-1}$	-0,000186 (0,001)	0,0149 (0,010)	0,0147 (0,010)
$\ln(\text{IFGF})_t$	-0,0235** (0,010)	0,0365 (0,113)	0,0131 (0,116)
$\ln(\text{Investimento})_t$	0,00986*** (0,003)	0,0418 (0,035)	0,0516 (0,035)
$\ln(\text{Educação})_t$	0,0559*** (0,019)	-0,212* (0,118)	-0,156 (0,120)
$\ln(\text{Saúde})_t$	0,0205*** (0,007)	0,236*** (0,079)	0,257*** (0,081)
$\ln(\text{Previdência per capita})_t$	-0,00554 (0,007)	0,0662* (0,040)	0,0607 (0,041)
$\ln(\text{Transferências}/\text{PIB})_t$	-0,0893*** (0,018)	0,0927 (0,079)	0,00341 (0,082)
$\ln(\text{Área Plantada})_t$	-0,00154 (0,002)	-0,051 (0,035)	-0,0525 (0,035)
$\ln(\text{Gado})_t$	0,00929** (0,004)	0,0556 (0,045)	0,0649 (0,046)
$\ln(\text{Automóveis per capita})_t$	-0,396*** (0,047)	-0,418** (0,171)	-0,815*** (0,161)
$\ln(\text{PIB per capita})_{t-1}$	0,840*** (0,029)	-0,207*** (0,053)	0,632*** (0,054)
ρ		0,262*** (0,047)	
N	10.008 (t=6; n=1.668)		
R ² overall	0,293		
R ² within	0,892		
Log-Likelihood	7.551,71		
Valor-p Hausman	0,000		

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Erros Padrão entre parênteses em baixo dos respectivos coeficientes.

*, **, *** representam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

O coeficiente do efeito direto da interação foi positivo e significativo, indicando que a melhor atuação das instituições na gestão dos recursos petroleiros anularia o efeito negativo da dependência aos royalties.

Apesar de a interação ser positiva e significativa, o efeito direto das rendas do petróleo se manteve negativo e o efeito quadrático positivo indicando que a relação é não linear no formato de “U”. O índice de gestão fiscal também continuou negativo e significativo,

evidenciando que o crescimento econômico é obtido a despeito da qualidade das instituições orçamentárias.

O efeito indireto apresentou significância estatística somente no efeito quadrático, indicando que a relação da dependência é não linear para com os vizinhos. Devido ao formato de “U” não é possível afirmar que a dependência às rendas do petróleo seja totalmente negativa à região que está inserida, mas como na maioria dos casos os royalties representam menos que 9% do PIB dos municípios, há indícios de que os efeitos negativos são mais presentes que os positivos.

O restante das variáveis manteve os sinais e os coeficientes próximos das estimações da Tabela 3, indicando uma consistência das estimativas.

O aumento de 1% no gasto em investimento em relação à receita corrente aumenta o PIB *per capita* em 0,01%, aproximadamente. Em linha, aumentos de 1% nas proporções investidas na educação e saúde aumentam o PIB *per capita* em 0,06% e 0,02%, mantendo-se a ordem.

A relação entre transferências intergovernamentais e PIB visou captar o efeito da dependência intergovernamental dos municípios, indicando que municípios mais dependentes de transferências crescem menos do que municípios com orçamentos mais independentes. O aumento de 1% na razão diminui o PIB *per capita* em 0,089%.

O rebanho bovino foi inserido para captar os efeitos da atividade agropecuária, sendo este positivo e significativo. O aumento em 1% no rebanho municipal aumenta o PIB em 0,009%, confirmando a importância da agropecuária no crescimento econômico municipal da região estudada.

O componente defasado do PIB *per capita* foi inserido no modelo para captar os efeitos defasados da atividade econômica e para controlar possíveis interferências de um processo autoregressivo de ordem 1. O coeficiente estimado confirma a expectativa, pois o aumento de 1% do PIB *per capita* em um ano impulsiona o PIB *per capita* do ano seguinte em 0,89%, mostrando que a economia está interligada temporalmente.

Em linha com a teoria, o PIB defasado espacialmente foi positivo e significativo, indicando que a atividade econômica é diretamente relacionada através do espaço, isto é, o

crescimento econômico transborda as fronteiras municipais.¹⁸ O aumento de 1% no PIB *per capita* de um município aumenta o PIB *per capita* dos vizinhos em 0,26%, aproximadamente.

Nas Tabelas A.6, A.7 e A.8 do Apêndice A encontram-se os respectivos efeitos direto, indireto e total estimados pelos modelos SAR, SEM, SAC, SDEM e SLX. Entre os resultados mais importantes, os parâmetros estimados apresentaram valores e sinais condizentes com o modelo SDM, indicando robustez das estimativas, principalmente com a variável de interesse, dependência pelos royalties. A Tabela 6 traz o resumo das estimativas das principais variáveis estimadas pelos modelos auxiliares.

¹⁸ Empiricamente, o parâmetro ρ é usualmente observado no intervalo $[0;1)$, sendo este intervalo condizente com a lógica econômica (LESAGE; FISHER, 2009). Metodologicamente, $\rho = (-1;1)$ torna a matriz W invertível, o que é necessário para que o modelo seja estimável.

Tabela 6 - Resumo dos efeitos direto, indireto e total dos modelos SAR, SEM, SAC, SDEM e SLX

Variáveis	SAR	SEM	SAC	SDEM	SLX
Efeito Direto					
$Dependência_t$	-0,00222*** (0,001)	-0,00213*** (0,001)	-0,00214*** (0,001)	-0,00221*** (0,001)	-0,00260*** (0,001)
$Dependência_t^2$	0,0383*** (0,002)	0,0376*** (0,002)	0,0378*** (0,002)	0,0378*** (0,002)	0,0386*** (0,002)
$Dependência_{t-1}$	-0,000121 (0,001)	-0,000219 (0,001)	-0,00017 (0,001)	-0,000226 (0,001)	-0,000277 (0,001)
Efeito Indireto					
$Dependência_t$	-0,000399*** (0,000)		0,000114 (0,000)	-0,00232 (0,002)	-0,00365* (0,002)
$Dependência_t^2$	0,00689*** (0,002)		-0,00194 (0,002)	0,00372** (0,002)	0,00869*** (0,002)
$Dependência_{t-1}$	-0,0000276 (0,000)		0,000000736 (0,000)	0,000783 (0,002)	0,000225 (0,002)
Efeito Total					
$Dependência_t$	-0,00262*** (0,001)		-0,00202*** (0,001)	-0,005** (0,002)	-0,006*** 0,002
$Dependência_t^2$	0,0452*** (0,003)		0,0358*** (0,003)	0,042*** (0,003)	0,047*** (0,003)
$Dependência_{t-1}$	-0,000149 (0,001)		-0,00017 (0,001)	0,001 (0,002)	0,00005 (0,002)

Erros padrão entre parênteses abaixo dos respectivos coeficientes

5.4.2) Rio de Janeiro

A elevada dependência dos recursos do petróleo nos municípios fluminenses observada no Gráfico 1, motivou a estimação do modelo com a amostra reduzida somente para o estado do Rio de Janeiro. A Tabela 6 apresenta os coeficientes estimados dos efeitos direto, indireto e total do modelo SDM para os municípios do Rio de Janeiro.

Tabela 7 - Efeitos direto, indireto e total do modelo SDM para os municípios do Rio de Janeiro.

Variável Dependente: $\ln(\text{PIB per capita})$			
Variáveis	ED	EI	ET
$\ln(\text{Royalties}/\text{PIB})_t$	0,00975 (0,012)	-0,190* (0,109)	-0,181* (0,110)
$[\ln(\text{Royalties}/\text{PIB})_t]^2$	-0,00881* (0,005)	0,0238 (0,035)	0,0149 (0,036)
$\ln(\text{Royalties}/\text{PIB})_{t-1}$	0,0221** (0,011)	-0,0109 (0,071)	0,0112 (0,077)
$\ln(\text{IFGF})_t$	0,112* (0,058)	0,819** (0,346)	0,931** (0,365)
$\ln(\text{Investimento})_t$	-0,0284*** (0,011)	-0,261*** (0,077)	-0,289*** (0,080)
$\ln(\text{Educação})_t$	0,345* (0,207)	0,802 (2,287)	1,146 (2,374)
$\ln(\text{Saúde})_t$	-0,014 (0,017)	-0,071 (0,086)	-0,085 (0,091)
$\ln(\text{Previdência per capita})_t$	0,0413*** (0,012)	-0,00557 (0,065)	0,0357 (0,066)
$\ln(\text{Transferências}/\text{PIB})_t$	-0,0915*** (0,019)	-0,143 (0,132)	-0,234* (0,133)
$\ln(\text{Área Plantada})_t$	-0,0352** (0,015)	0,178 (0,171)	0,143 (0,173)
$\ln(\text{Gado})_t$	0,0392*** (0,014)	0,0952 (0,062)	0,134** (0,067)
$\ln(\text{Automóveis per capita})_t$	-0,394*** (0,116)	-0,395 (0,711)	-0,789 (0,739)
$\ln(\text{PIB per capita})_{t-1}$	0,656*** (0,064)	-0,0651 (0,344)	0,591* (0,352)
ρ		0,229** (0,100)	
N	552 (t=6; n=92)		
R ² overall	0,726		
R ² within	0,503		
Log-Likelihood	363,65		
Valor-p Hausman	0,000		

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Erros Padrão entre parênteses em baixo dos respectivos coeficientes.

*, **, *** representam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Para o efeito direto, a relação quadrática da dependência pelos royalties foi significativa no efeito direto, e devido ao sinal negativo, essa relação é dada na forma de “U” invertido. Assim, para os municípios com dependência até 1,7% do PIB, os efeitos são positivos, mas se invertem para valores maiores que 1,7%. Deste modo, como a média de dependência no estado é de 1,8% (Tabela 1), há indícios de que elevadas dependências prejudiquem as economias fluminenses. Todavia, a dependência defasada no tempo apresentou sinal positivo e significativo, indicando que os efeitos positivos da dependência

aos royalties do petróleo se refletem com um ano de intervalo. Com efeito, o aumento de 1% na dependência aos royalties aumenta o PIB *per capita* do ano seguinte em 0,02%. Deste modo, os efeitos diretos mostram que os royalties afetam as economias beneficiadas de forma não linear, ou seja, a dependência aos recursos petroleiros pode trazer tanto efeitos positivos, quanto negativos para essas localidades.

Em relação ao efeito indireto, o componente linear foi o único significativo, indicando que o aumento de 1% na dependência do município de referência diminui o PIB *per capita* dos municípios vizinhos em 0,19%. Esse resultado indica que a dependência aos royalties gera efeitos piores nos vizinhos do que nos municípios que recebem os royalties.

Assim, os resultados indicam que as receitas do petróleo não possuem efeitos apenas nos municípios que recebem os recursos, mas também em toda a região. O efeito transbordamento dos recursos petroleiros traz consequências negativas para a economia inicialmente contemplada pelas receitas, representado pelo coeficiente negativo e significativo do efeito total. Nesse sentido, o PIB *per capita* do município contemplado pelas receitas do petróleo diminui 0,18% para cada 1% de aumento na dependência.

Ao analisar o efeito da dependência dos royalties na região Sudeste, não foram encontrados indícios claros dos efeitos negativos das receitas, sendo os efeitos não lineares os únicos que se mantiveram significativos nas diversas estimações, indicando que na região como um todo, os royalties possuem efeitos tanto positivos, como negativos. Mas no estado do Rio de Janeiro a dependência é maior, e os resultados indicaram que a dependência afeta negativamente o PIB *per capita* dos municípios fluminenses. Isto é, os resultados mostraram que na região Brasileira mais dependente dos royalties, a dependência aos recursos traz efeitos negativos não somente para a localidade dependente, mas também para todos os municípios ao seu redor.

O efeito total negativo pode ser explicado pelo fato de que as rendas do petróleo serem volumosas e não possuírem o ônus político da tributação para os gestores, alterando a restrição orçamentária das prefeituras, postergando reformas estruturais necessárias ao crescimento e diminuindo a eficiência das políticas públicas (GYLFASON, 2001; ATCKINSON; HAMILTON, 2003; HARFORD; KLEIN, 2005). Além disso, as cifras dos recursos e a fragilidade das instituições orçamentárias podem ter atraído grupos econômicos que buscam o *rent-seeking* (ROBINSON; TORVIK; VERDIER, 2006).

Não foram encontrados trabalhos que abordassem os efeitos dos royalties sobre o *rent-seeking* no Brasil, sobretudo trabalhos que utilizassem métodos quantitativos em suas análises. Mas no que tange a restrição orçamentária dos municípios, Postali (2015) identificou

que as rendas do petróleo diminuam o esforço fiscal na arrecadação do IPTU, sendo esse resultado um indício de que as prefeituras estão substituindo as receitas tributárias por royalties.

As outras variáveis representam controles adicionais e, das significativas estatisticamente, todas apresentaram sinais compatíveis com o esperado, exceto o gasto com investimento em relação à receita corrente.

Contudo, o sinal negativo do investimento pode ser atribuído à maldição dos recursos naturais, pois o cenário da maldição transforma os efeitos de componentes que deveriam ser positivos em negativos, como investimentos produtivos, gasto em educação, saúde, etc. (AUTY; 2007; ELLIOT; HARTARSKA; BAILEY, 2007).

Segundo a “*Regra de Hartwick*”, o investimento eficiente das rendas dos recursos naturais sustenta o nível de consumo das gerações e, conseqüentemente, o crescimento econômico e o bem-estar. Porém, caso os investimentos não sejam eficientes, os efeitos podem se inverter, podendo essa inversão ser causada por efeitos do *rent-seeking*, corrupção ou fragilidade das instituições (ROBINSON; TORVIK; VERDIER, 2006). As estimativas de Brückner (2010) sustentam empiricamente essa pressuposição teórica, pois o autor observou que as rendas do petróleo fomentam a corrupção e atividades ligadas ao *rent-seeking*, que por sua vez, refletem negativamente na eficácia das políticas públicas.

Caselli e Michaels (2013) observaram que os gastos com investimentos foram aumentados nos municípios Brasileiros contemplados pelas receitas do petróleo, mas os indicadores de qualidade ligados a esses gastos se mantiveram inalterados em relação aos municípios não recebedores. Em linha, Postali e Nishima (2012) observaram que os royalties do petróleo impactaram negativamente os indicadores sociais nos municípios beneficiados.

Em suma, os trabalhos disponíveis na literatura indicam que os royalties do petróleo estão afetando negativamente ou estão sendo inertes em prover melhoras qualitativas nas localidades beneficiadas pelos recursos. Assim, os trabalhos disponíveis na literatura corroboram os impactos negativos dos royalties no crescimento econômico observados nos modelos econométricos estimados.

Similarmente ao exercício de robustez realizado na seção 5.4.1, nas Tabelas A.9, A.10 e A.11 do Apêndice são reportados os resultados dos efeitos direto, indireto e total dos modelos SAR, SEM, SAC, SDEM e SLX. A Tabela 8 apresenta o resumo dos coeficientes estimados pelos modelos adjacentes das principais variáveis do estudo.

Tabela 8 - Resumo dos efeitos direto, indireto e total dos modelos SAR, SEM, SAC, SDEM e SLX

Variáveis	SAR	SEM	SAC	SDEM	SLX
Efeito Direto					
<i>Dependência_t</i>	0,00798 (0,014)	0,0131 (0,017)	0,0142 (0,012)	0,00804 (0,015)	0,00786 (0,018)
<i>Dependência_t²</i>	-0,00761 (0,006)	-0,00907* (0,005)	-0,00903* (0,005)	-0,00818* (0,005)	-0,00885 (0,006)
<i>Dependência_{t-1}</i>	0,0237** (0,010)	0,0200** (0,009)	0,0190** (0,010)	0,0200** (0,010)	0,0199* (0,010)
Efeito Indireto					
<i>Dependência_t</i>	0,00703 (0,012)		-0,00597 (0,005)	-0,0839 (0,067)	-0,130*** (0,047)
<i>Dependência_t²</i>	-0,00649 (0,005)		0,00374* (0,002)	-0,0286 (0,028)	-0,0111 (0,021)
<i>Dependência_{t-1}</i>	0,0192** (0,009)		-0,00809* (0,004)	0,00886 (0,056)	-0,0519 (0,057)
Efeito Total					
<i>Dependência_t</i>	0,015 (0,026)		0,00826 (0,007)	-0,07586 (0,061)	-0,12214** (0,054)
<i>Dependência_t²</i>	-0,0141 (0,010)		-0,00528* (0,003)	-0,03678 (0,026)	-0,01995 (0,023)
<i>Dependência_{t-1}</i>	0,0428** (0,018)		0,0109** (0,005)	0,02886 (0,052)	-0,032 (0,059)

Desvios padrão entre parênteses abaixo dos respectivos coeficientes

6) CONCLUSÃO

A presente dissertação teve como objetivo analisar os impactos dos *royalties* do petróleo no crescimento econômico dos municípios da região Sudeste Brasileira, considerando os efeitos locais e os transbordamentos das receitas petrolíferas.

Para a região Sudeste, foi observado que o efeito direto da dependência linear aos *royalties* foi negativo, enquanto que o componente quadrático foi positivo. A significância do componente quadrático e o sinal positivo indicam que os efeitos das receitas do petróleo são dados na forma de “U” e, conseqüentemente, não são completamente negativos. Com efeito, foi identificado que a dependência de 2,93% é indiferente ao PIB *per capita*, sendo que valores menores do que 2,93% teriam efeitos negativos no PIB, e valores maiores efeitos positivos.

Quanto ao efeito transbordamento, ou *spillover*, somente o componente quadrático foi positivo e significativo, indicando que a dependência do município de referência afeta os vizinhos de forma não linear e também em formato de “U”. O coeficiente estimado aponta que municípios com dependência aos *royalties* menores ou iguais a 9% do PIB afetam o PIB *per capita* dos vizinhos de forma negativa.

Deste modo, devido ao efeito direto ter sido negativo e significativo, conclui-se que há evidências da presença da maldição dos recursos naturais na região Sudeste, sendo esse resultado em linha com os de outros trabalhos. Quanto ao efeito indireto, conclui-se que os indícios da maldição se expandir para além das fronteiras municipais são pequenos, mas existem. Portanto, considerando o efeito direto e indireto, conclui-se que o efeito direto negativo é compensado pelo efeito *feedback*, evidenciado pela perda de significância do efeito total.

Devido à análise dos dados ter mostrado que os municípios mais dependentes estão apresentando crescimento econômico a despeito da qualidade das instituições orçamentárias, foi inserida uma interação entre dependência e Índice de Gestão Fiscal. O coeficiente da interação foi positivo e significativo, indicando que a atuação das instituições pode resolver os sintomas da maldição nos municípios recebedores dos recursos, mas a interação não teve efeitos significativos no efeito *spillover*.

A análise dos dados ressaltou que os maiores dependentes estão no estado do Rio de Janeiro, dessa maneira, estimulando a estimação do mesmo modelo com a amostra restringida para o estado fluminense.

Com base nos resultados foi possível concluir que, quanto ao efeito direto, os efeitos dos *royalties* se anulam no município contemplado no intervalo de um ano, pois o impacto

positivo da dependência defasada no tempo possui magnitude aproximadamente igual do efeito negativo da dependência no tempo de referência. Em vista disso, embora o efeito não seja propriamente negativo, as economias mais abundantes em recursos petrolíferos estão tendo resultados semelhantes aos municípios sem tais receitas, sendo este um sintoma clássico da maldição dos recursos naturais.

No que tange o efeito *spillover*, o efeito linear foi negativo e o único que apresentou significância estatística. Esse resultado evidencia que a dependência aos royalties gera mais externalidades negativas nos municípios vizinhos do que no próprio município que recebe os royalties. Portanto, conclui-se que há fortes indícios da presença de uma “maldição regional fluminense dos royalties do petróleo”.

Devido ao efeito direto inerte e ao efeito *spillover* negativo, o efeito total foi negativo e significativo. Assim, para 1% de aumento na dependência aos royalties, o PIB *per capita* do município beneficiado diminuiu em 0,18%, confirmando a presença da maldição dos recursos naturais nos municípios fluminenses.

É importante frisar que, o termo “maldição dos recursos naturais” se resume em externalidades negativas ligadas à dependência por esses recursos. Os resultados obtidos não possibilitam inferir que os municípios mais dependentes cresceram negativamente, ou que suas economias entraram em crise, mas permitem afirmar que os efeitos foram mais singelos do que era esperado, sobretudo considerando a expressividade dos valores repassados às prefeituras.

Deste modo, os resultados não sugerem que os royalties são indesejáveis nas prefeituras ou que eles não deveriam ser pagos. Muito pelo contrário, os dados e a literatura especializada evidenciam a importância desses recursos em investimentos públicos e em gerar crescimento, apesar dos resultados aquém do esperado.

Nesse sentido, com base na revisão de literatura, na análise dos dados e na abordagem econométrica, sugere-se ao poder público revisar as normas que regulam a aplicação dos royalties, destacando-se: i) O aumento da parcela destinada ao Fundo Social para represar os royalties, garantindo os recursos para as gerações futuras, diminuindo as volatilidades sob o orçamento público e aumentando os indicadores de poupança pública das prefeituras; ii) Criação de comissões com membros da sociedade civil, poder público e empresas privadas locais para decidir e fiscalizar a aplicação dos recursos; iii) Análises periódicas dos impactos econômicos e sociais dos investimentos feitos para decidir se os projetos devem ser ampliados, mantidos ou encerrados; iv) Criação de leis e penas mais rígidas para aplicações dos recursos em obras improdutivas ou sustento da máquina pública.

Destaca-se também que o trabalho não abordou os efeitos das receitas do petróleo nos mecanismos de transmissão documentados na literatura. Além disso, o trabalho não abordou os efeitos dos royalties sobre a eficiência nas economias beneficiadas e nas localidades vizinhas, sendo essas lacunas a serem preenchidas por trabalhos vindouros. No mais, pontua-se o reduzido horizonte temporal como limitação do trabalho, além da qualidade das proxies utilizadas nas estimações, sobretudo a da qualidade das instituições.

REFERÊNCIAS

AGHION, P.; HOWITT, P. **The economics of growth**. Cambridge: MIT Press, 2009.

ALESINA, A.; PEROTTI, R. Fiscal discipline and the budget process. **The American Economic Review**, v. 86, n° 2, p. 401-407, 1996.

ALEXEEV, M.; CONRAD, R. The natural resource curse and economic transition. **Economic System**, v. 35, p. 445-461, 2011.

ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. 1º ed, Campinas: Alínea, 2012.

ANSELIN, L. **Spatial econometrics: Methods and models**. 1º ed, New York: Springer, 1988.

ATKINSON, G.; HAMILTON, K. Savings, growth end resource curse hypothesis. **World Development**, v. 31, n° 11, p. 1793-1807, 2003.

AUTY, R. M. The political economy of resource-driven growth. **European Economic Review**, v. 45, p. 839-846, 2001.

AUTY, R. M. **Sustaining development in mineral economies**: The resource curse thesis. 1º ed., New York: Routledge, 1993.

AUTY, R. M. Natural resource, capital accumulation and the resource curse. **Ecological Economics**, v. 61, p. 627-634, 2007.

BARNETT, S.; OSSOWSKI, R. Operational aspects of fiscal policy in oil-producing countries. **International Monetary Fund – IMF**, texto para discussão nº 02/177, 2002.

BAUMONT, C. **Spatial effects in housing price models**: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)? Mimeo. Université de Bourgogne, 2004.

BRASIL. Lei nº 12.351, de 22 de dezembro de 2010. Dispõe sobre a exploração e a produção de petróleo, de gás natural e de outros hidrocarbonetos fluidos, sob o regime de partilha de produção, em áreas do pré-sal e em áreas estratégicas. **Diário Oficial**, Brasília, 22 dez. 2010.

BRASIL. Lei nº 9.478, de 6 de agosto de 1997. Dispõe sobre a política energética nacional. **Diário Oficial**, Brasília, 06 ago. 1997.

BRASIL. Lei nº 12.858, de 9 de setembro de 2013. Dispõe sobre a destinação para as áreas de educação e saúde de parcela de participação no resultado ou da compensação financeira pela exploração do petróleo e gás natural, com finalidade e cumprimento da meta prevista no inciso VI do caput do art. 196 da Constituição Federal; altera a lei nº 7.990, de 28 de dezembro de 1989; e dá outras providências. **Diário Oficial**, 9 de set. de 2013.

BRÜCKNER, M. Natural resource dependence, non-tradables, and economic growth. **Journal of Comparative Economics**, v. 38, p. 461-471, 2010.

BRUNNSCHWEILER, C. N. Cursing the blessing? Natural resource abundance, institutions, and economic growth. **World Development**, v. 36, n° 3, p. 399-419, 2008.

BRUNNSCHWEILER, C. N.; BULTE, E. H. The resource curse revisited and revised: A tale of paradoxes and red herring. **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 55, p. 248-264, 2008.

CASSELLI, F.; MICHAELS, G. Do oil windfalls improve living standards? Evidence from Brazil. **American Economic Journal: Applied Economics**, Pittsburgh, v. 5, n° 1, p. 208 – 238, 2013.

CORDEN, W. M. Booming sector and dutch disease economics: Survey and consolidation. **Oxford Economic Papers**, v. 36, n° 3, p. 359-380, 1984.

DRUKKER, D. M.; PENG, H.; PRUCHA, I. R.; RACIBORSKI, R. Creating and managing spatial weighting matrices with spmat command. **The Stata Journal**, v. 13, n° 2, p. 242-286, 2013.

ELHORST, J. P. **Spatial econometrics form corss-sectional data to spatial panels**. 1° ed, New York: Springer, 2014.

ELLIOTT, V. M.; HARTARSKA, V.; BAILEY, C. Natural resources endowment and economic growth in the southeastern United States. **In: American Agricultural Economics Association Annual Meeting**, 2007. Portland, 2007.

GEARY, R. C. The contiguity ratio and statistical mapping. **The Incorporated Statistician**, v. 5, n° 3, p. 115-127+129-146, 1954.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 7^a ed. international edition, Harlow: Person, 2012.

GROSSMAN, G. M.; HELPMAN, E. Protection for sale. **The American economic review**, Pittsburgh, v. 84, n° 4, p. 833-850, 1994.

GYLFASON, T. Natural resources, education and economic development. **European Economic Review**, v. 45, p. 847-859, 2001.

HARFORD, T.; KLEIN, M. Aid and the resource curse. **Public Policy for the Private Sector – The World Bank**, note number 291, 2005.

HENDERSON, J. V. Urbanization and economic development. **Annals of Economics and Finance**, v. 4, p. 275-341, 2003.

HARTWICK, J. M. Intergenerational equity and the investing of rents from exhaustible resources. **The American Economic Review**, v. 67, n° 5, p. 972-974, 1977.

HOTELLING, H. The economics of exhaustible resources. **The Journal of Political Economy**, v. 39, n° 2, p. 137-175, 1931.

JAMES, A.; AADLAND, D. The curse of natural resources: An empirical investigation of U.S. counties. **Resource and Energy Economics**, v. 33, p. 440-453, 2011.

JI, K.; MAGNUS, J. R.; WANG, W. Natural resources, institutional quality, and economic growth in China. **Environmental and Resource Economics**, v. 57, n° 3, p. 323-343, 2013.

LESAGE, J. P. **Spatial econometrics**, 1998.

LESAGE, J. P.; FISHER, M. M. Spatial growth regressions: Model specification, estimation and interpretation. **Spatial Economic Analysis**, v. 3, n° 3, p. 275-304, 2009.

LESAGE, J.; PACE, R. K. **Introduction to spatial econometrics**. 1° ed, Boca Raton: Chapman&Hall, 2009.

MAGALHÃES, A. S.; DOMINGUES, E. P. Blessing or curse: Impacts of the Brazilian Pre-Salt oil exploration. **EconomiA**, v. 15, p. 343-362, 2014.

MEHLUM, H.; MOENE, K.; TORVIK, R. Institutions and the resource curse. **The Economic Journal**, v. 116, p. 1-20, 2006.

MONTEIRO, J. Gasto público em educação e desempenho escolar. **Revista Brasileira de Economia – RBE**, v. 69, n° 4, p. 467-488, 2015.

MORAN, P. A. P. The interpretation of statistical maps. **Journal of the Royal Statistical Society**, series B, v. 10, n° 2, p. 243-251, 1948.

NOGUEIRA, L.C. B.; MENEZES, T. A. M. Os impactos dos royalties do petróleo e gás natural sobre o PIB per capita, índices de pobreza e desigualdades. In: **Encontro Regional de Economia, XVI**, 2011. Fortaleza, 2011.

NORONHA, K.; FIGUEIREDO, L.; ANDRADE, M. V. Health and economic growth among the states of Brazil from 1991 to 2000. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 27, n° 2, p. 269-283, 2010.

PAPYRAKIS, E.; GERLAGH, R. The resource curse hypothesis and its transmission channels. **Journal of Comparative Economics**, v. 32, p. 181-193, 2004.

PIRES, A. SCHECHTMAN, R. Os resultados da reforma: uma estratégia vencedora. In: GIAMBIAGI, F.; LUCAS, L. P. V. (Org). **Petróleo: reforma e contrarreforma do setor petrolífero brasileiro**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2013. p. 81 – 103.

PLOEG, F. van der. Natural resources: Curse or blessing?. **Journal of Economic Literature**, Pittsburgh, v. 49, n° 2, p. 366-420, 2011.

POSTALI, F. S. Petroleum royalties and regional development in Brazil: The economic growth of recipient towns. **Resource Policy**, v. 34, p. 205-213, 2009.

POSTALI, F.S. Tax effort and oil royalties in the Brazilian municipalities. **EconomiA**, Brasília, v. 16, n° 3, p. 395-405, 2015.

POSTALI, F. S.; NISHIMA, M. Oil windfalls in Brazil and their long-run social impacts. **Resource Policy**, v. 38, p. 94-101, 2012.

QUINTELLA, S. F. **Os royalties do petróleo e a economia do estado do Rio de Janeiro.**

Tribunal de Contas do Estado do Rio de Janeiro – TCE-RJ, Rio de Janeiro, 2000.

ROBINSON, J.; TORVIK, R.; VERDIER, T. Political foundations of the resource curse. **Journal of Development Economics**, v. 79, p. 447-468, 2006.

ROSS, M. **A maldição do petróleo.** Porto Alegre: Citadel, 2015.

SACHS, J. D.; WARNER, A. M. The big push, natural resource booms and growth. **Journal of Development Economics**, Cambridge, v. 59, p. 43 – 76, 1999.

SACHS, J. D.; WARNER, A. M. Natural resource abundance and economic growth. **National Bureau of Economic Research**, Cambridge, texto para discussão nº 5398, 1995.

SACHS, J. D.; WARNER, A. M. Natural resources and economic development: The curse of natural resources. **European Economic Review**, v. 45, p. 827-838, 2001.

SALA-I-MARTIN, X.; SUBRAMANIAN, A. Addressing the natural resource curse: an illustration from Nigeria. **Journal of African Economies**, Oxford, v. 22, nº 4, p. 570-615, 2012.

SILVA, S. O. N. Evolução do regime jurídico de distribuição dos royalties petrolíferos: dos primórdios da aprovação dos recursos minerais à judicialização da querela federativa. **Revista de Direito Internacional Econômico e Tributário – RDIET**, v. 11, nº 1, p. 137-174, 2016.

SOUZA, A.; PEREIRA, C. A flexibilização do monopólio do petróleo no contexto das reformas dos anos 1990. In: GIAMBIAGI, F.; LUCAS, L. P. V. (Org). **Petróleo: reforma e contrarreforma do setor petrolífero brasileiro.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2013. p. 39 – 54.

STAKHOVYCH, S.; BIJMOLT, T. H. A. Specification of spatial models: A simulation study on weights matrices. **Papers in Regional Science**, v. 88, nº2, p. 389-409, 2008.

TYSZLER, M. **Econometria espacial: Discutindo medidas para a matriz de correlação espacial.** 2006. Dissertação (Mestrado em administração pública e governo) – Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2006.

VEGA, S. H.; ELHORST, J. P. On spatial econometrics models, spillover effects, and W. In: **Annual North American Meetings of the Regional Science Association International**, 59th, 2012, Ottawa, 2013.

YWATA, A. X.; ALBUQUERQUE, P. H. M. Métodos e modelos em econometria espacial: Uma revisão. **Revista Brasileira de Biomassa.** São Paulo, v. 29, nº 2, p. 273-306, 2011.

APÊNDICES

Apêndice A – Tabelas Auxiliares

Tabela A. 1 - Valores recebidos pelos municípios Brasileiros na forma de royalties (Milhões R\$) entre os anos 2007 e 2012.

	2012	2011	2010	2009	2008	2007
Total	5.368,19	4.706,17	3.899,90	3.309,15	4.613,54	3.504,56
Rio de Janeiro	3.162,71	2.812,72	2.568,22	2.273,18	3.061,67	2.385,59
Espírito Santo	726,18	629,15	349,74	178,98	319,64	201,45
São Paulo	455,38	345,46	214,10	163,22	220,16	140,06
Minas Gerais	0,807	0,726	0,588	0,511	6,68	8,44

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Tabela A. 2 - Teste Razão de Verossimilhança (Teste LR).

Testes	Valor-p	Hipótese Nula
SAR x SAC	0,0248	H0: SAR preferível ao SAC
SAR x SDM	0,0001	H0: SAR preferível ao SDM
SEM x SAC	0,4959	H0: SEM preferível ao SAC
SEM x SDEM	0,0009	H0: SEM preferível ao SDEM
SDM x SAC	0,0004	H0: SDM preferível ao SAC
SDEM x SAC	0,0006	H0: SDEM preferível ao SAC

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Tabela A. 3 - Teste LM e LM robusto.

Teste LM	Matriz	Valor-p	
		SLX	OLS
LM _p	Queen	0,4426	0,4013
LM _λ		0,3438	0,2923
LM _p *		0,3233	0,2855
LM _λ *		0,2574	0,2138
LM _p	Distância Euclidiana Inversa	0,0268	0,0432
LM _λ		0,1271	0,0030
LM _p *		0,0215	0,0319
LM _λ *		0,0996	0,0022
LM _p	Distância Haversine Inversa	0,3145	0,0431
LM _λ		0,2111	0,0039
LM _p *		0,1696	0,0322
LM _λ *		0,1183	0,0030
LM _p	Distância Haversine Inversa até 200 km	0,0409	0,0529
LM _λ		0,3611	0,1262
LM _p *		0,0310	0,0379
LM _λ *		0,2529	0,0885

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

* - Testes robustos.

Tabela A. 4 - Teste I de Moran para os resíduos dos modelos restritos MQO e SLX.

Matriz	I	Valor-p	I	Valor-p
	MQO		SLX	
Queen	0,0063	0,1399	0,0057	0,1625
Haversine	0,0018	0,0005	0,0009	0,0309
Haversine até 200 km	0,0022	0,0494	0,0013	0,1418
Euclidiana	0,0019	0,0004	0,0010	0,0248

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Tabela A. 5 - Critério de Informação de Aikaike e Bayesiano para o modelo SDM estimado com as diferentes matrizes espaciais.

Modelo: SDM			
Matrizes	LL	AIC	BIC
Euclidiana Inversa	7.570,15	-15.080,3	-14.863,97
Queen	7.476,66	-14.893,32	-14.676,99
Haversine Inversa	7.570,34	-15.080,68	-14.864,34
Haversine Inversa até 200 km	7.556,01	-15.052,01	-14.835,68

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Nota: Todas as matrizes foram normalizadas pela linha.

Tabela A. 6 - Efeitos Diretos dos modelos SAR, SEM, SAC, SDEM e SLX para região Sudeste.

Variável Dependente: $\ln(\text{PIB per capita})$					
Variáveis	SAR	SEM	SAC	SDEM	SLX
lroypib	-0,00222*** (0,001)	-0,00213*** (0,001)	-0,00214*** (0,001)	-0,00221*** (0,001)	-0,00260*** (0,001)
lroypib2	0,0383*** (0,002)	0,0376*** (0,002)	0,0378*** (0,002)	0,0378*** (0,002)	0,0386*** (0,002)
ldroypib	-0,000121 (0,001)	-0,000219 (0,001)	-0,00017 (0,001)	-0,000226 (0,001)	-0,000277 (0,001)
lifgf	-0,0165* (0,009)	-0,0182* (0,009)	-0,0183** (0,009)	-0,0175* (0,010)	-0,0182* (0,010)
lginv	0,00991*** (0,003)	0,00927*** (0,003)	0,00981*** (0,003)	0,00912*** (0,003)	0,00765*** (0,003)
lgeduc	0,0582*** (0,017)	0,0579*** (0,016)	0,0603*** (0,017)	0,0568*** (0,017)	0,0612*** (0,016)
lgsaude	0,0215*** (0,008)	0,0189*** (0,007)	0,0185** (0,008)	0,0200*** (0,007)	0,0245*** (0,008)
lprevpc	-0,00492 (0,006)	-0,00604 (0,006)	-0,00556 (0,006)	-0,00588 (0,006)	-0,00435 (0,006)
ltraspib	-0,0905*** (0,019)	-0,0899*** (0,017)	-0,0911*** (0,019)	-0,0895*** (0,017)	-0,0904*** (0,017)
lagro	-0,00228 (0,003)	-0,00152 (0,003)	-0,00167 (0,003)	-0,00178 (0,002)	-0,00217 (0,002)
lgado	0,00896** (0,004)	0,00895** (0,004)	0,00916** (0,004)	0,00888** (0,004)	0,00802** (0,004)
lfrotapc	-0,399*** (0,039)	-0,388*** (0,044)	-0,391*** (0,040)	-0,388*** (0,044)	-0,368*** (0,038)
ldpibpc	0,844*** (0,028)	0,849*** (0,029)	0,846*** (0,028)	0,849*** (0,029)	0,850*** (0,028)
N	10.008	10.008	10.008	10.008	10.008
R ² <i>overall</i>	0,3267	0,3256	0,3241	0,3245	0,3298
R ² <i>within</i>	0,9058	0,9028	0,9017	0,9048	0,9102
Log-Likelihood	7.468,35	7.513,78	7.514,25	7.520,78	7.434,45
Hausman	0,000	0,000		0,000	0,000

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Erros Padrão entre parênteses em baixo dos respectivos coeficientes.

*, **, *** representam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela A. 7 - Efeitos Indiretos dos modelos SAR, SAC, SDEM e SLX para região Sudeste.

Variável Dependente: $\ln(\text{PIB per capita})$					
Variáveis	SAR	SEM	SAC	SDEM	SLX
lroypib	-0,000399*** (0,000)		0,000114 (0,000)	-0,00232 (0,002)	-0,00365* (0,002)
lroypib2	0,00689*** (0,002)		-0,00194 (0,002)	0,00372** (0,002)	0,00869*** (0,002)
ldroypib	-0,0000276 (0,000)		0,000000736 (0,000)	0,000783 (0,002)	0,000225 (0,002)
lifgf	-0,00303 (0,002)		0,000899 (0,001)	-0,00815 (0,018)	-0,0115 (0,018)
lginv	0,00180** (0,001)		-0,000491 (0,001)	0,00171 (0,007)	-0,00745 (0,006)
lgeduc	0,0105** (0,004)		-0,0032 (0,003)	-0,0365* (0,021)	-0,0144 (0,021)
lgsaude	0,00389** (0,002)		-0,000978 (0,001)	0,0157 (0,016)	0,0383** (0,015)
lprevpc	-0,000946 (0,001)		0,000257 (0,001)	0,00044 (0,007)	0,00979 (0,006)
ltrnsfpib	-0,0166*** (0,006)		0,00464 (0,004)	0,0166 (0,016)	0,0183 (0,015)
lagro	-0,000406 (0,001)		0,0000645 (0,000)	-0,00765 (0,006)	-0,00964 (0,006)
lgado	0,00163** (0,001)		-0,000454 (0,001)	-0,0028 (0,007)	-0,00591 (0,007)
lfrotapc	-0,0727*** (0,020)		0,02 (0,019)	-0,00329 (0,038)	0,0967** (0,044)
ldpibpc	0,152*** (0,033)		-0,044 (0,041)	0,0027 (0,010)	0,007 (0,011)
ρ	0,159*** (0,031)		-0,044 (0,057)		
λ		0,499*** (0,037)	0,529*** (0,056)	0,478*** (0,042)	

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Erros Padrão entre parênteses em baixo dos respectivos coeficientes.

*, **, *** representam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela A. 8 - Efeitos Totais dos modelos SAR, SAC, SDEM e SLX para região Sudeste.

Variável Dependente: $\ln(\text{PIB per capita})$				
Variáveis	SAR	SAC	SDEM	SLX
lroypib	-0,00262*** (0,001)	-0,00202*** (0,001)	-0,005** (0,002)	-0,006*** (0,002)
lroypib2	0,0452*** (0,003)	0,0358*** (0,003)	0,042*** (0,003)	0,047*** (0,003)
ldroypib	-0,000149 (0,001)	-0,00017 (0,001)	0,001 (0,002)	0,00005 (0,002)
lifgf	-0,0195* (0,011)	-0,0174** (0,009)	-0,026* (0,021)	-0,030 (0,023)
lginv	0,0117*** (0,004)	0,00932*** (0,003)	0,011** (0,007)	0,0002 (0,008)
lgeduc	0,0687*** (0,020)	0,0571*** (0,016)	0,020 (0,027)	0,047 (0,031)
lgsaude	0,0254*** (0,010)	0,0175** (0,008)	0,036 (0,017)	0,063 (0,020)
lprevpc	-0,00587 (0,007)	-0,00531 (0,006)	-0,005 (0,009)	0,005 (0,010)
ltrnsfpib	-0,107*** (0,024)	-0,0865*** (0,019)	-0,073*** (0,023)	-0,072*** (0,026)
lagro	-0,00268 (0,003)	-0,0016 (0,003)	-0,009 (0,007)	-0,012* (0,007)
lgado	0,0106** (0,004)	0,00870** (0,004)	0,006 (0,008)	0,002 (0,009)
lfrotapc	-0,472*** (0,055)	-0,371*** (0,045)	-0,391*** (0,058)	-0,271*** (0,069)
ldpibpc	0,996*** (0,039)	0,802*** (0,046)	0,852*** (0,031)	0,857*** (0,034)

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Erros Padrão entre parênteses em baixo dos respectivos coeficientes.

*, **, *** representam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela A. 9 - Efeito Direto estimado pelos modelos SAR, SEM, SAC, SDEM e SLX para os municípios do Rio de Janeiro.

Variável Dependente: ln(PIB per capita)					
Variáveis	SAR	SEM	SAC	SDEM	SLX
lroypib	0,00798 (0,014)	0,0131 (0,017)	0,0142 (0,012)	0,00804 (0,015)	0,00786 (0,018)
lroypib2	-0,00761 (0,006)	-0,00907* (0,005)	-0,00903* (0,005)	-0,00818* (0,005)	-0,00885 (0,006)
ldroypib	0,0237** (0,010)	0,0200** (0,009)	0,0190** (0,010)	0,0200** (0,010)	0,0199* (0,010)
lifgf	0,133** (0,061)	0,0908 (0,059)	0,0613 (0,057)	0,113* (0,061)	0,150** (0,064)
lginv	-0,0294** (0,012)	-0,0227* (0,012)	-0,0143 (0,011)	-0,0251** (0,011)	-0,0351*** (0,012)
lgeduc	0,376* (0,221)	0,282 (0,205)	0,264 (0,184)	0,421* (0,216)	0,16 (0,203)
lgsaude	-0,0168 (0,016)	-0,0147 (0,013)	-0,0141 (0,017)	-0,00966 (0,014)	-0,0197 (0,015)
lprevpc	0,0430*** (0,013)	0,0425*** (0,012)	0,0430*** (0,012)	0,0469*** (0,012)	0,0418*** (0,012)
ltrnsfpib	-0,0986*** (0,022)	-0,0881*** (0,020)	-0,0833*** (0,019)	-0,0969*** (0,020)	-0,0874*** (0,020)
lagro	-0,0403** (0,018)	-0,0397** (0,018)	-0,0425** (0,018)	-0,0387** (0,017)	-0,0413** (0,016)
lgado	0,0392** (0,016)	0,0318* (0,017)	0,0253** (0,013)	0,0442*** (0,012)	0,0404*** (0,011)
lfrotapc	-0,465*** (0,154)	-0,415*** (0,152)	-0,399*** (0,140)	-0,402*** (0,140)	-0,241 (0,151)
ldpibpc	0,607*** (0,058)	0,632*** (0,058)	0,642*** (0,059)	0,644*** (0,058)	0,689*** (0,081)
N	552	552	552	552	552
R ² overall	0,845	0,869	0,874	0,313	0,625
R ² within	0,426	0,464	0,477	0,353	0,624
log-likelihood	333,27	338,10	339,39	354,23	334,93
Valor-p Hausman	0,000	0,000		0,000	0,000

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Erros Padrão entre parênteses em baixo dos respectivos coeficientes.

*, **, *** representam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela A. 10 - Efeito Indireto estimado pelos modelos SAR, SAC, SDEM e SLX para os municípios do Rio de Janeiro.

Variável Dependente: $\ln(\text{PIB per capita})$					
Variáveis	SAR	SEM	SAC	SDEM	SLX
lroypib	0,00703 (0,012)		-0,00597 (0,005)	-0,0839 (0,067)	-0,130*** (0,047)
lroypib2	-0,00649 (0,005)		0,00374* (0,002)	-0,0286 (0,028)	-0,0111 (0,021)
ldroypib	0,0192** (0,009)		-0,00809* (0,004)	0,00886 (0,056)	-0,0519 (0,057)
lifgf	0,112* (0,063)		-0,0263 (0,025)	0,775** (0,378)	1,190*** (0,362)
lginv	-0,0247* (0,013)		0,00594 (0,004)	-0,176** (0,077)	-0,225*** (0,070)
lgeduc	0,31 (0,203)		-0,111 (0,079)	3,631* (1,885)	-2,123 (1,386)
lgsaude	-0,0132 (0,014)		0,00601 (0,007)	0,0497 (0,129)	-0,192** (0,090)
lprevpc	0,0353*** (0,013)		-0,0181*** (0,006)	0,0812 (0,062)	0,0208 (0,061)
ltraspib	-0,0810*** (0,026)		0,0351*** (0,010)	-0,289** (0,120)	-0,00987 (0,102)
lagro	-0,0339* (0,018)		0,0180** (0,009)	0,211 (0,195)	0,304* (0,168)
lgado	0,0325** (0,016)		-0,0106* (0,006)	0,142** (0,056)	0,101* (0,060)
lfrotapc	-0,388** (0,174)		0,166*** (0,062)	-0,417* (0,241)	0,412* (0,213)
ldpibpc	0,503*** (0,140)		-0,268*** (0,038)	-0,247 (0,189)	-0,271 (0,186)
ρ	0,470*** (0,071)		-0,675*** (0,178)		
λ		0,637*** (0,057)	1,709*** (0,055)	0,326*** (0,113)	

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Erros Padrão entre parênteses em baixo dos respectivos coeficientes.

*, **, *** representam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela A. 11 - Efeito Total estimado pelos modelos SAR, SAC, SDEM e SLX para os municípios do Rio de Janeiro.

Variável Dependente: $\ln(\text{PIB per capita})$				
Variáveis	SAR	SAC	SDEM	SLX
lroypib	0,015 (0,026)	0,00826 (0,007)	-0,07586 (0,061)	-0,12214** (0,054)
lroypib2	-0,0141 (0,010)	-0,00528* (0,003)	-0,03678 (0,026)	-0,01995 (0,023)
ldroypib	0,0428** (0,018)	0,0109** (0,005)	0,02886 (0,052)	-0,032 (0,059)
lifgf	0,245** (0,119)	0,0349 (0,033)	0,888*** (0,354)	1,340*** (0,381)
lginv	-0,0540** (0,024)	-0,00834 (0,006)	-0,2011*** (0,073)	-0,2601*** (0,073)
lgeduc	0,686* (0,412)	0,152 (0,109)	4,052** (1,795)	-1,963 (1,442)
lgsaude	-0,03 (0,029)	-0,00812 (0,010)	0,04004 (0,123)	-0,2117 (0,094)
lprevpc	0,0783*** (0,024)	0,0249*** (0,007)	0,1281** (0,058)	0,0626 (0,064)
ltranspib	-0,180*** (0,042)	-0,0482*** (0,012)	-0,3859*** (0,112)	-0,09727 (0,108)
lagro	-0,0743** (0,035)	-0,0245** (0,010)	0,1723 (0,187)	0,2627 (0,172)
lgado	0,0717** (0,030)	0,0147** (0,007)	0,1862*** (0,051)	0,1414*** (0,063)
lfrotapc	-0,853*** (0,306)	-0,232*** (0,089)	-0,819*** (0,215)	0,171*** (0,286)
ldpibpc	1,109*** (0,162)	0,374*** (0,064)	0,397** (0,170)	0,418** (0,218)

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Erros Padrão entre parênteses em baixo dos respectivos coeficientes.

*, **, *** representam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Apêndice B – Detalhamento Metodológico

B.1) Análise exploratória de dados espaciais (AEDE)

B.1.1) Estatística de autocorrelação espacial global I de Moran

O índice de correlação de I de Moran é expresso matematicamente por (ALMEIDA, 2012):

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_i^n z_i^2} \quad (2)$$

matricialmente, tem-se:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z' W z}{z' z} \quad (2.1)$$

com,

n = número de regiões;

$z = (Y_i - \bar{Y}_i)$;

W_z = valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, definidos segundo a matriz de ponderação espacial W ;

$S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$.

Devido à definição de S_0 , caso a matriz de ponderação seja padronizada, $S_0 = n$, o coeficiente I se torna:

$$I = \frac{z' W z}{z' z}. \quad (2.2)$$

Com efeito, a estatística I de Moran se trata de um coeficiente de correlação espacial, mas um pouco diferente do habitual. O seu valor esperado é igual a $E[I] = -[1/(n - 1)]$ e é diferente de zero. Caso não haja correlação espacial nos dados, o valor de $I = E[I]$, sendo essa a hipótese nula do teste (ALMEIDA, 2012).

B.1.2) Estatística de autocorrelação espacial global C de Geary

A estatística de autocorrelação espacial C Geary é dada matematicamente por (ALMEIDA, 2012):

$$c = \frac{n-1}{2 \sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z^2}{\sum_i z^2}. \quad (3)$$

A estatística C de Geary também funciona como um coeficiente de correlação, mas com as relações entre as regiões i e j ao quadrado, tornando a sua interpretação diferente da estatística I de Moran. A estatística C de Geary assume valores entre 0 e 2, com seu valor esperado igual a 1. Caso não haja correlação espacial, o valor da estatística deve ser o mais próximo possível de 1. Mas caso haja concentração espacial (Alto-Alto ou Baixo-Baixo), o valor da estatística situar-se-á entre 0 e 1 e caso haja dispersão (Alto-Baixo ou Baixo-Alto) a estatística estará entre 1 e 2 (ALMEIDA, 2012).

B.2) Modelo Econométrico

B.2.1) Motivação para aplicação dos modelos econométricos espaciais

É desejável que algumas pressuposições sejam atendidas para que o modelo de dados em painel gere estimadores consistentes e eficientes. As pressuposições do modelo de regressão linear clássico são (GREENE, 2012):

- i) Exogeneidade estrita das variáveis explicativas:

$$E[\varepsilon_{it} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2}, \dots, \mathbf{x}_{iK}] = 0, \text{ com } i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, T \quad (4)$$

- ii) Homocedasticidade:

$$Var[\varepsilon_{it} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2}, \dots, \mathbf{x}_{iK}] = \sigma_\varepsilon^2 \quad (5)$$

- iii) Ausência de autocorrelação:

$$Cov[\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js} | \mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2}, \dots, \mathbf{x}_{iK}] = 0 \text{ se } i \neq j \text{ ou } t \neq s \quad (6)$$

- iv) Posto completo da matriz de variáveis explicativas $\mathbf{X}$;

- v) Processo gerador dos dados independente entre as observações.

Segundo Greene (2012), no caso de dados em painel, se as condições i, ii e iii forem atendidas, não se faz necessário o emprego de testes adicionais para que os parâmetros estimados sejam consistentes e eficientes.

No entanto, o espaço pode influenciar as interações entre os agentes econômicos, violando as pressuposições desejáveis do modelo de regressão linear clássico (ALMEIDA, 2012). O efeito do espaço nas interações entre os agentes econômicos é chamado de fatores espaciais, sendo estes tratados pelos modelos econométricos espaciais (ALMEIDA, 2012). No caso do presente trabalho, as jazidas de petróleo foram estabelecidas de forma não aleatória há milhões de anos, logo, a localização geográfica dos municípios e as suas interações podem influenciar as relações econômicas e sociais nas regiões produtoras (SACHS; WARNER, 2001).

A dependência espacial pode ser expressa matematicamente por (ALMEIDA, 2012):

$$y_i = f(y_j, X), \quad i, j = 1, \dots, n \text{ e } i \neq j. \quad (7)$$

Com auxílio da Eq. (7), percebe-se que a variável dependente y_i pode ser afetada pela variável dependente, pelas variáveis exógenas da matriz X e, conseqüentemente, pelos resíduos dos municípios vizinhos (ALMEIDA, 2012).

Na Eq. (7) existem n regiões, existindo $n-1$ efeitos das variáveis dependentes das outras regiões afetando y_i . Deste modo, não é difícil imaginar a dificuldade na estimação dessas inúmeras interações, além do risco de perder graus de liberdade em excesso para a estimação dos parâmetros. Através da defasagem espacial todos esses fatores serão sintetizados em um único coeficiente estimado, facilitando o emprego, interpretação e estimação do modelo (ALMEIDA, 2012).

B.2.2) A matriz de ponderação espacial W

A autocorrelação espacial é matematicamente expressa por (ALMEIDA, 2012):

$$\text{cov}(y_i, y_j) = E(y_i y_j) - E(y_i)E(y_j) \neq 0, \quad i \neq j. \quad (7)$$

A autocorrelação espacial pode ser definida pela relação que as variáveis possuem através do espaço, ou seja, as variáveis das regiões i e j não são independentes uma da outra.

Deste modo, a matriz de ponderação espacial, W , procura representar essas relações entre as regiões.

A construção dessa matriz pode ser feita de forma direta, Geoestatística ou de forma paramétrica, que é o mais usual. Cada célula da matriz W representa o grau de conectividade entre as unidades estudadas, mas apesar da nomenclatura ser distância, a matriz de ponderação espacial pode representar proximidade cultural, institucional, econômica, etc.¹⁹ (ALMEIDA, 2012).

B.2.3) Matriz de contiguidade

A matriz de contiguidade foi primeiramente proposta por Moran (1948) e Geary (1954), sendo a forma mais simples de modelar as relações espaciais. A matriz de contiguidade W é uma matriz de binárias, assumindo valores um para municípios vizinhos e zero para municípios não vizinhos. Dessa maneira, tem-se:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{se municípios são vizinhos} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}.$$

Após construída a matriz de contiguidade, é aconselhável a normalização da matriz. No caso da matriz de contiguidade, a normalização mais usual é a pela linha, onde todos os coeficientes da matriz são divididos pela soma da linha. Expresso por (ALMEIDA, 2012):

$$w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}} \quad (8)$$

com, $\sum_j w_{ij}^* = 1$. (8.1)

A normalização da matriz espacial pela linha torna a interpretação dos coeficientes mais intuitiva e direta. Além disso, ela geralmente torna a matriz assimétrica, possibilitando que a influência que a região i possui sobre j seja diferente da que j possui em i (ALMEIDA, 2012).

¹⁹ No caso de dados em painel não é usual a matriz de ponderação espacial construída por fatores socioeconômicos, culturais, etc.

B.2.4) Matriz de distância geográfica

A matriz de ponderação espacial de distância contabiliza a distância entre duas unidades para ponderar os efeitos espaciais. Como é de se esperar que unidades mais próximas afetem mais umas às outras do que unidades mais distantes, a matriz utiliza o inverso das distâncias (ALMEIDA, 2012).

A distância entre os municípios pode ser calculada tanto pela medida Euclidiana, quanto pela de Haversine. A distância Euclidiana é calculada da seguinte forma (DRUKKER et al, 2013):

$$d_{st} = \sqrt{\sum_{j=1}^q (x_j[s] - x_j[t])^2} \quad (9.1)$$

onde, $x_j[s]$ e $x_j[t]$ as localizações das unidades s e t , respectivamente.

A medida de Haversine é mais indicada do que a euclidiana para superfícies esféricas, como o globo terrestre. Sendo matematicamente expressa por (DRUKKER et al, 2013):

$$d_{ij} = r \cdot c, \quad (9.2)$$

onde,

r = é a medida do raio da Terra no Equador (6.371,01 km ou 3.958,76 milhas)

$$c = 2 \arcsen\{\min(1, \sqrt{a})\} \quad (9.1)$$

$$a = \sin^2 \phi + \cos(\phi_1) \cos(\phi_2) \sin^2 \lambda \quad (9.2.2)$$

$$\phi = \frac{1}{2}(\phi_2 - \phi_1) = \frac{1}{2}(x_2[j] - x_2[1]) \quad (9.2.3)$$

$$\lambda = \frac{1}{2}(\lambda_2 - \lambda_1) = \frac{1}{2}(x_1[j] - x_1[i]) \quad (9.2.4)$$

sendo, $x_1[j]$ e $x_1[i]$ as longitudes dos pontos i e j , respectivamente, e $x_2[j]$ e $x_2[i]$ as latitudes dos pontos i e j , respectivamente.

Após calculada a distância entre os pontos, inverte-se as medidas para dar maior peso às relações entre as unidades mais próximas. Além disso, pode-se definir um raio de atuação, ou seja, a distância é contabilizada até certa distância e é atribuído valor zero após esse limite. Deste modo, a matriz W é construída sob a seguinte regra (TYSZLER, 2006):

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, & \text{se } d_{ij} > 1/200\text{km} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}. \quad (9.3)$$

Após feita a matriz de ponderação espacial, pode-se normalizar os componentes da matriz para tornar a interpretação mais simples e intuitiva. Entretanto, a matriz de distância inversa pode se tornar não simétrica quando a normalização é feita pela linha, o que pode ser resolvido pela normalização pelos autovalores (VEGA; ELHORST, 2013).

B.3) Modelos Econométricos Espaciais

B.3.1) Modelo Geral Espacial com Dados em Pannel

Os modelos econométricos espaciais diferem dos modelos usuais por considerarem os fatores espaciais. O modelo geral de dados em painel espacial é dado por (ELHORST, 2014):

$$Y_t = \rho WY_t + \alpha \mathbf{1}_n + X_t \boldsymbol{\beta} + W X_t \boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\xi}_t \mathbf{1}_N + \mathbf{u}_t \quad (10)$$

$$\mathbf{u}_{it} = \lambda W \mathbf{u}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (10.1)$$

com, $\boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \dots, \mu_N)^T$. Assim, $\boldsymbol{\mu}$ e $\boldsymbol{\xi}_t$ são os efeitos individuais e de tempo, respectivamente, que podem ser tratados tanto por efeitos fixos, quanto por efeitos aleatórios.

Por considerar os fatores espaciais, esses modelos além de possibilitar a análise dos efeitos diretos, eles possibilitam a análise dos efeitos indiretos, ou, efeitos *spillovers* (ALMEIDA, 2012). Devido às restrições nos parâmetros, os modelos SAR e SAC são modelos de alcance global, enquanto o modelo SDEM é um modelo de alcance local e o modelo SDM é um modelo de alcance global e local.

Através do modelo descrito pela Eq. (10), com algumas restrições nos parâmetros derivam-se todos os modelos espaciais, sendo eles: SAR, SLX, SEM, SAC, SDM e SDEM.²⁰ O componente individual, μ_i , pode ser tratado por efeitos fixos ou por efeitos aleatórios (ELHORST, 2014). Todos os modelos mencionados serão detalhados a seguir.

²⁰ Todos os modelos em questão são estimados por máxima verossimilhança, exceto o modelo SLX. A estimação por máxima verossimilhança garante a consistência dos parâmetros estimados quando a matriz de variância e covariância é estimada, ou seja, as relações entre as variáveis não são conhecidas perfeitamente (ANSELLIN, 1988).

B.3.2) Efeitos Fixos com Defasagem Espacial - SAR

Ao considerar a defasagem espacial na variável dependente, o modelo econométrico espacial se torna expresso por (LESAGE; PACE, 2009):

$$y = \rho W y + \mu_i + X\beta + \varepsilon. \quad (11)$$

A introdução da variável independente com defasagem espacial, WY_{it} , viola o pressuposto de exogeneidade dos regressores, pois $E[(WY_{it})\varepsilon_{it}] \neq 0$, e também permite que as interações espaciais afetem a estimação dos efeitos fixos. Assim, estima-se os parâmetros por máxima verossimilhança para lidar com a endogeneidade dos regressores (ELHORST, 2014). A função de máxima verossimilhança é dada por:

$$\begin{aligned} \text{Log}L = -\frac{NT}{2}\log(2\pi\sigma^2) + T\log|I_N - \delta W| - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^N\sum_{t=1}^T(y_{it} - \delta\sum_{j=1}^N w_{ij}y_{jt} - \\ x_{it}\beta - \mu_i). \end{aligned} \quad (11.1)$$

O segundo termo do lado direito da função de Verossimilhança é o Jacobiano da transformação de ε_{it} , sendo esse termo capaz de lidar com a endogeneidade de WY_{it} (ELHORST, 2014).

Pela derivada parcial da equação (11.1) em relação a μ_i e resolvendo-a para μ_i , obtém-se:

$$\frac{\partial \text{Log}L}{\partial \mu_i} = \frac{1}{\sigma^2}\sum_{t=1}^T(y_{it} - \delta\sum_{j=1}^N w_{ij}y_{jt} - x_{it}\beta - \mu_i) = 0, i = 1, \dots, N \quad (11.2)$$

$$\mu_i = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^T(y_{it} - \delta\sum_{j=1}^N w_{ij}y_{jt} - x_{it}\beta), i = 1, \dots, N \quad (11.3)$$

substituindo (11.3) em (11.1), tem-se:

$$\begin{aligned} \text{Log}L = -\frac{NT}{2}\log(2\pi\sigma^2) + T\log|I_N - \delta W| - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^N\sum_{t=1}^T(y_{it}^* - \delta[\sum_{j=1}^N w_{ij}y_{jt}])^* - \\ x_{it}^*\beta \end{aligned} \quad (11.4)$$

sendo,

$$y_{it}^* = y_{it} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^T y_{it} \quad (11.5)$$

$$x_{it}^* = x_{it} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^T x_{it}. \quad (11.6)$$

Os estimadores de θ , δ e σ^2 são obtidos através da derivação ad eq. (11.4). Para obter δ , o procedimento é numérico, pois não há uma solução para δ . As estimativas para θ e σ^2 são dadas por (ELHORST, 2014):

$$\beta = b_0 - \delta b_1 = (X^{*T} X^*)^{-1} X^{*T} [Y^* - \delta(I_T \otimes W)Y^*] \quad (11.7)$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{NT} (e_0^* - \delta e_1^*)^T (e_0^* - \delta e_1^*) \quad (11.8)$$

com, e_0^* e e_1^* os resíduos estimados.

O modelo SAR é um modelo de alcance global. Ao retomar a E1. (11), pode-se obter (VEGA; ELHORST, 2013):

$$Y = (I - \rho W)^{-1} \alpha t_n + (I - \rho W)^{-1} X\beta + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (11.9)$$

assim, a matriz de primeiras ordens em relação às variáveis explicativas é dada por:

$$\left[\frac{\partial E(Y)}{\partial x_{1K}}, \dots, \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{NK}} \right] = (I - \rho W)^{-1} \beta_K \quad (11.10)$$

os elementos da diagonal principal de (11.10) são os efeitos diretos, enquanto os elementos fora da diagonal representam os efeitos indiretos (VEGA; ELHORST, 2013).

B.3.3) Modelo de Erro Espacial de Efeitos Fixos - SEM

O modelo SEM é semelhante ao modelo SAR, mas agora, a defasagem espacial ocorre somente no termo de erro, sendo matematicamente expresso por (YWATA; ALBUQUERQUE, 2011)²¹:

$$y = X\beta + u, \quad (12)$$

onde, $u = \lambda W u + \varepsilon$. (12.1)

Para o modelo SEM, a função de máxima verossimilhança é dada por (ELHORST, 2014):

²¹ Apesar dos modelos econométricos espaciais serem retratados normalmente para dados *cross-section*, eles podem ser facilmente expandidos para dados em painel, alterando o número de observações de N para $N \times T$ (ELHORST, 2014).

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2}\log(2\pi\sigma^2) + T\log|I_N - \lambda\mathbf{W}| - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^N\sum_{t=1}^T\{y_{it}^* - \lambda[\sum_{j=1}^N w_{ij}y_{jt}]^* - (x_{it}^* - \lambda[\sum_{j=1}^N w_{ij}x_{jt}]^*)\beta\}^2. \quad (12.2)$$

As condições de primeira ordem da Eq. (12.2), para um dado valor de λ , geram os estimadores de θ e σ^2 :

$$\beta = ([\mathbf{X}^* - \lambda(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{X}^*]^T [\mathbf{X}^* - \lambda(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{X}^*]^{-1} \quad (12.3)$$

$$\sigma^2 = \frac{\mathbf{e}(\lambda)^T \mathbf{e}(\lambda)}{NT} \quad (12.4)$$

onde,

$$\mathbf{e}(\lambda) = \mathbf{Y}^* - \lambda(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{Y}^* - [\mathbf{X}^* - \lambda(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{X}^*]\beta. \quad (12.5)$$

Os modelos SEM não possuem efeitos *spillovers*, pois a matriz de defasagem espacial incide somente no termo de erro. Então, a única diferença desse modelo para os modelos tradicionais é a matriz de covariâncias (VEGA; ELHORST, 2013). Ao diferenciar a Eq. (12) em relação às variáveis independentes, obtém-se os efeitos diretos, dados por (VEGA; ELHORST, 2013):

$$\left[\frac{\partial E(Y)}{\partial x_{1K}}, \dots, \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{NK}} \right] = \beta_K. \quad (12.6)$$

B.3.4) Modelo com Defasagem Espacial e Erros Espaciais – SAC

O modelo SAC inclui a defasagem espacial na variável dependente e no termo de erro, sendo expresso matematicamente por (LESAGE, 1998):

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W}_1 \mathbf{y} + \mathbf{X}\beta + \mathbf{u} \quad (13)$$

$$\mathbf{u} = \lambda \mathbf{W}_2 \mathbf{u} + \varepsilon. \quad (13.1)$$

As matrizes $\mathbf{W}_1$ e $\mathbf{W}_2$ podem ser iguais, mas nesse caso deve-se ter pelo menos uma variável exógena na matriz $\mathbf{X}$ além do intercepto, se não o modelo se torna não identificável (LESAGE, 1998). Como o modelo presume a escolha de duas matrizes espaciais e elas são escolhidas arbitrariamente, o modelo sofre críticas pelo nível de influência externa que possui (YWATA; ALBUQUERQUE, 2011).

A função de verossimilhança do modelo é dada a seguir (LESAGE, 1998):

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln \pi - \left(\frac{1}{2}\right) \ln \sigma^2 + \ln(|\mathbf{A}|) + \ln(|\mathbf{B}|) - \left(\frac{1}{2\sigma^2}\right) (\mathbf{e}' \mathbf{B}' \mathbf{B} \mathbf{e}) \quad (13.2)$$

$$\mathbf{e} = (\mathbf{A}\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \quad (13.3)$$

$$\mathbf{A} = (|\mathbf{I}_n - \rho \mathbf{W}_1|) \quad (13.4)$$

$$\mathbf{B} = (|\mathbf{I}_n - \lambda \mathbf{W}_2|). \quad (13.5)$$

Ao retomar a equação (13) e derivando em relação às variáveis explicativas, obtém-se os efeitos diretos e indiretos do modelo SAC, que são dados pela mesma expressão do modelo SAR (VEGA; ELHORST, 2013):

$$\left[\frac{\partial E(Y)}{\partial x_{1K}}, \dots, \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{NK}} \right] = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \boldsymbol{\beta}_K. \quad (13.6)$$

B.3.5) Modelo Durbin Espacial – SDM

O modelo SDM é expresso matematicamente por (LESAGE; PACE, 2009):

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W} \mathbf{y} + \alpha \mathbf{1}_N + \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{W} \mathbf{X} \boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{\varepsilon}. \quad (14)$$

O modelo SDM é o modelo SAR com a adição da defasagem espacial na matriz de variáveis explicativas, $\mathbf{X}$. A função de verossimilhança do modelo é dada por (LESAGE; PACE, 2009):

$$\ln L = -\left(\frac{n}{2}\right) \ln(\pi \sigma^2) + \ln |\mathbf{I}_n - \rho \mathbf{W}| - \frac{\mathbf{e}' \mathbf{e}}{2\sigma^2} \quad (14.1)$$

com,

$$\mathbf{e} = \mathbf{Y} - \rho \mathbf{W} \mathbf{y} - \mathbf{Z} \boldsymbol{\delta} \quad (14.2)$$

$\rho \in (\min(\boldsymbol{\omega})^{-1}, \max(\boldsymbol{\omega})^{-1})$, e $\boldsymbol{\omega}$ é um vetor $n \times 1$ com os autovalores de $\mathbf{W}$.

Já o modelo SDEM é escrito por (LESAGE; PACE, 2009):

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{W} \mathbf{X} \boldsymbol{\gamma} + \mathbf{1}_n \alpha + \mathbf{u} \quad (15)$$

$$\mathbf{u} = \mathbf{R}^{-1} \boldsymbol{\varepsilon} \quad (15.1)$$

$$\mathbf{R} = \mathbf{I}_n - \rho \mathbf{W}. \quad (15.2)$$

Reescrevendo a equação (14), tem-se (VEGA; ELHORST, 2013):

$$Y = (I - \rho W)^{-1} \alpha \iota_n + (I - \rho W)^{-1} (X\beta + WX\theta) + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (15.5)$$

sendo obtido a matriz de efeitos diretos e indiretos pelas primeiras derivadas, sendo dados por:

$$\left[\frac{\partial E(Y)}{\partial x_{1K}}, \dots, \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{NK}} \right] = (I - \rho W)^{-1} [I\beta_K + W\theta_K]. \quad (15.4)$$

Para o modelo SDEM, como não há defasagem na variável dependente, o efeito direto é dado diretamente por β_K , e o efeito indireto por θ_K (VEGA; ELHORST, 2013).

B.4) Efeitos Direto, Indireto e Total

Os efeitos diretos são dados pelos efeitos que as variáveis exógenas têm sobre o regressando da localidade de referência. Os efeitos transbordamentos, que são o ponto central das análises espaciais, são traduzidos pelos efeitos que os controles adicionais possuem sobre a variável dependente das localidades vizinhas (VEGA; ELHORST, 2013).

Os efeitos diretos e os transbordamentos são as derivadas parciais das funções de Máxima Verossimilhança dos modelos SAR, SAC, SEM, SDM, SDEM e SLX, conforme sugerido por LeSage e Pace (2009). Em posse das derivadas parciais, é possível identificar quais modelos possuem efeitos transbordamentos mais claros (VEGA; ELHORST, 2013). A Tabela 1 resume os efeitos diretos e indiretos de cada modelo estimado, embora os efeitos já tenham sido brevemente introduzidos nas descrições dos modelos.

Tabela B 1 - Efeitos Direto, Indireto e Total dos modelos MOQ, SEM, SAR, SAC, SDM, SDEM e SLX.

	Efeito Direto	Efeito Indireto (Transbordamento)
MQO/SEM	β_k	0
SAR & SAC	Elementos da diagonal principal da matriz $(I - \rho W)^{-1} \beta_k$	Elementos fora da diagonal principal da matriz $(I - \rho W)^{-1} \beta_k$
SLX & SDEM	β_k	θ_k
SDM	Elementos da diagonal principal da matriz $(I - \rho W)^{-1} [\beta_k + W\theta_k]$	Elementos fora da diagonal principal da matriz $(I - \rho W)^{-1} [\beta_k + W\theta_k]$

Fonte: Adaptado de Vega e Elhorst (2013).

O modelo SEM não possui efeitos transbordamentos porque considera os efeitos espaciais apenas nos resíduos, sendo essa a maior limitação do modelo (VEGA; ELHORST, 2013). Já os efeitos diretos do modelo SDM são obtidos pela diagonal principal de $(I - \rho W)^{-1}[\beta_k + W\theta_k]$, enquanto que os termos fora da diagonal principal correspondem aos efeitos indiretos. Os efeitos diretos e indiretos do modelo SDM dependem dos parâmetros ρ , β_k , θ_k e de W , tornando as razões entre os efeitos transbordamentos e diretos diferentes para cada controle do modelo (VEGA; ELHORST, 2013).

As derivadas parciais do modelo SAR são iguais às do SAC. Os efeitos diretos dos modelos são expressos pelos termos presentes na diagonal principal da matriz $(I - \rho W)^{-1}\beta_k$, e os termos fora da diagonal principal representam os efeitos indiretos. Uma importante característica dos efeitos transbordamentos desses modelos é que eles são de alcance global (VEGA; ELHORST, 2013). O efeito global pode ser observado pelo desenvolvimento do termo $(I - \rho W)^{-1}$, dado por:

$$(I - \rho W)^{-1} = I + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots \quad (16).$$

Pela Eq. (16) observa-se que uma mudança em qualquer variável controle exógena X será transmitida para todas as outras localidades, inclusive para localidades que não estejam conectadas pela matriz W . Uma vez que todas unidades são afetadas, os efeitos que a variável exógena possui nas outras localidades volta para a localidade de referência, sendo esse efeito parte dos efeitos diretos e denominado por efeito *feedback* (VEGA; ELHORST, 2013).

B.5) Testes para escolha do modelo econométrico

O teste de razão de máxima verossimilhança, doravante LR, compara o modelo restrito com os modelos irrestritos, que são os modelos mais complexos. A estatística do teste LR dada por:

$$LR = 2[L(\theta) - L(\theta_R)] \quad (17)$$

com $L(\theta)$ e $L(\theta_R)$ os logaritmos das respectivas funções de máxima verossimilhança dos modelos irrestrito e restrito. A estatística do teste segue uma distribuição de χ^2 com q graus de liberdade, sendo q a diferença de dimensões entre o modelo irrestrito e o restrito, ou seja, a diferença do número de parâmetros estimados. A hipótese nula do teste sustenta que o modelo restrito é o mais apropriado (ALMEIDA, 2012).

O teste LM diverge do teste LR por utilizar apenas as informações do modelo restrito. A estatística do teste é dada por:

$$LM = d_R^v I(\theta_R)^{-1} d_R \quad (18)$$

sendo, d_R o vetor de scores do modelo restrito e $I(\theta_R)$ a matriz de informação. A estatística do teste LM segue também uma distribuição de χ^2 com q graus de liberdade, sendo q igual ao número de restrições testadas. No caso, q é igual a um em todos os testes, exceto no LM-SAC que possui dois graus de liberdade (ALMEIDA, 2012).

O teste LM verifica, separadamente e em conjunto, se os parâmetros λ e ρ são iguais a zero. Dessa maneira, considerando o modelo *Pooled* como referência, é possível verificar se os modelos SAR, SEM ou o SAC são mais apropriados para o problema em questão. Analogamente, caso seja considerado o modelo SLX como restrito, o teste LM passa a testar a adequação dos modelos SDM e SDEM. As estatísticas do teste são dadas por (ELHORST, 2014):

$$LM_\lambda = \frac{[e^T(I_T \otimes W)e/\hat{\sigma}^2]^2}{T T_w} \quad (19)$$

$$LM_\rho = \frac{[e^T(I_T \otimes W)Y/\hat{\sigma}^2]^2}{J} \quad (20)$$

sendo,

$$J = \frac{1}{\hat{\sigma}^2} [((I_T \otimes W)W\hat{\beta})^T (I_{NT} - X(X^T X)^{-1} X^T) (I_T \otimes W)X\hat{\beta} + T T_w \hat{\sigma}^2] \quad (21)$$

$$T_w = \text{tr}(WW + W^T W). \quad (21.1)$$

Elhorst (2014) também mostra que as estatísticas robustas do teste são expressas por:

$$LM_{\lambda}^* = \frac{[e^T(I_T \otimes W)e/\widehat{\sigma^2} - TT_W/J e^T(I_T \otimes W)Y/\widehat{\sigma^2}]^2}{TT_W[1 - TT_W/J]} \quad (22)$$

$$LM_{\rho}^* = \frac{[e^T(I_T \otimes W)Y/\widehat{\sigma^2} - e^T(I_T \otimes W)e/\widehat{\sigma^2}]^2}{J - TT_W}. \quad (23)$$

Além do teste LR e LM, o critério de informação de Akaike (AIC) é um importante auxiliar na decisão de qual modelo estimar, pois retorna qual dos modelos estimados se ajusta melhor aos dados. O critério de informação AIC é dado por:

$$AIC = 2k - L(\theta) \quad (24)$$

com k sendo o número de parâmetros estimados.

Em síntese, o teste LR possibilita comparar modelos comparáveis entre si, como o SAR, SAC e SDM, assim como, o SEM, SAC e o SDEM. Já o teste LM visa obter a maior estatística de teste possível, enquanto que a análise do critério de informação possibilita verificar dentre os modelos estimados qual se adapta melhor aos dados do problema.

B.6) Escolha da matriz de ponderação espacial

A análise econométrica espacial visa controlar os efeitos que o espaço possui nos modelos econômicos. Posto isso, a matriz de ponderação espacial possui papel central na análise e a sua escolha arbitrária pode incorrer em uma série de problemas para as estimações (ALMEIDA, 2012).

O objetivo da matriz espacial é capturar toda a autocorrelação espacial presente nos dados, mas na prática isso raramente ocorre. Deste modo, busca-se a matriz que melhor capta os efeitos da autocorrelação contemporânea, mesmo que a representação não seja perfeita (ALMEIDA, 2012).

A falta de testes formais para a escolha da matriz **W** faz com que a escolha seja feita por tentativa erro. No entanto, o procedimento proposto por Baumont (2004) e o por Stakhovych e Bijmont (2008) minimizam os efeitos que a arbitrariedade da escolha possa ter na matriz.

Com efeito, no procedimento descrito por Baumont (2004) estima-se os resíduos do modelo restrito, no caso o *pooled*, e calcula-se o coeficiente I de Moran para os resíduos

estimados. Então, a matriz que apresentar o maior I de Moran é a mais apropriada para tratar a autocorrelação espacial presente nos dados (ALMEIDA, 2012).

Já no procedimento proposto por Stakhovych e Bijmont (2008), a escolha da matriz de ponderação espacial deve ser feita pela análise dos critérios de informação de AIC do modelo econométrico escolhido, pois o método possui maior acurácia em apontar a matriz que melhor se adequa aos componentes espaciais.

ANEXO

Figura A. 1 - Mesorregiões do estado do Rio de Janeiro.

Fonte:

http://1.bp.blogspot.com/-5f4HaU3Ha50/UggEUTRHP1I/AAAAAAAAABEA/TIEHgOehryA/s1600/novo-mapa_tamanho_original.jpg

Figura A.2 - Poços de petróleo da camada Pré-Sal.

Fonte: <https://diariodopresal.files.wordpress.com/2009/01/petrobras-mapa-pre-sal.jpg>.

Figura A.3 - Áreas produtoras de petróleo em plataforma continental e em terra.

Fonte: http://images.slideplayer.com.br/24/7499457/slides/slide_15.jpg.