

DESPESAS COM PESSOAL NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS BENEFICIADOS POR *ROYALTIES* PETROLÍFEROS: EVIDÊNCIAS DA ALOCAÇÃO INADEQUADA DESSES RECURSOS¹

Diego Araujo Reis²

Fábio Rodrigues Moura³

José Ricardo Santana⁴

Marco Antônio Jorge⁵

Wagner Nóbrega⁶

Rafaela Nascimento Santos⁷

No Brasil, a legislação não definiu de forma rigorosa, até 2013, como os *royalties* petrolíferos deveriam ser aplicados, embora haja impedimento, através da Lei nº 8.001/1990, do uso desses recursos para pagamento do quadro permanente de pessoal. Este artigo tem como objetivo verificar se o ingresso dos *royalties* afetou a despesa com pessoal nos municípios brasileiros, entre 1999 e 2015. A metodologia envolveu o uso do modelo de análise de dados em painel. Os resultados trazem evidências de que os *royalties* foram utilizados para estimular a despesa com pessoal.

Palavras-chave: *royalties* petrolíferos; despesas com pessoal; municípios brasileiros.

PERSONNEL EXPENSES IN BRAZILIAN MUNICIPALITIES BENEFIT BY OIL ROYALTIES: EVIDENCE OF IMPROPER ALLOCATION OF SUCH RESOURCES

In Brazil, the law has not strictly defined, until 2013, how oil royalties should be used. Nevertheless, Law nº 8001/1990 prohibited the use of oil royalties for payment of permanent staff. This paper aims to verify if the oil royalty stimulated personnel expenses in Brazilian municipalities from 1999 to 2015. To this end, using a panel data analysis, the null hypothesis is that royalties do not affect the limits established by the Brazilian Fiscal Responsibility Law. Nevertheless, the results brought light to the fact that oil royalties have been used to expand personnel expenses.

Keywords: oil royalties; personnel expenses; Brazilian municipalities.

JEL: C23, H5, O13.

1 INTRODUÇÃO

As finanças municipais no Brasil, via de regra, ganham destaque pela situação de dificuldade de diversos municípios em arrecadar o suficiente para fornecer os serviços adequados à população. Essa situação se mostra distinta para os municípios beneficiados com o

1. DOI: <https://dx.doi.org/10.38116/ppe54n1art4>

2. Economista da Assembleia Legislativa do Estado de Sergipe. *E-mail:* diegoaraujoreis@hotmail.com.

3. Professor no Departamento de Economia e no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Sergipe (PPGE-UFS). *E-mail:* fabiomoura@gmail.com.

4. Professor titular no Departamento de Economia e no PPGE-UFS. *E-mail:* jrsantana.ufs@gmail.com.

5. Professor titular no Departamento de Economia e no PPGE-UFS. *E-mail:* mjorge@ufs.br.

6. Professor no Departamento de Economia da UFS. *E-mail:* profwn@hotmail.com.

7. Economista do Observatório de Sergipe. *Email:* rafaelaeco@hotmail.com.

ingresso significativo de *royalties* provenientes da exploração de petróleo e gás natural, especialmente após 1998, quando as receitas públicas dos municípios produtores de hidrocarbonetos se elevaram. No período de 1999 a 2015, os municípios brasileiros onde se produz, ou são afetados pela produção de petróleo e gás natural, arrecadaram em valores reais cerca de R\$ 92 bilhões em *royalties* petrolíferos – montante corrigido pelo deflator implícito do produto interno bruto (PIB), ano-base 2015. Esse valor equivale a cerca de 3,47% do PIB desses municípios em 2015.

Do ponto de vista jurídico, os *royalties* são tidos como uma compensação financeira, tendo caráter indenizatório pelo fato de o estado ou o município ter que suportar as consequências advindas da exploração de petróleo e gás natural. Em função disso, apura-se em cada campo produtor uma alíquota sobre o valor bruto da produção, que varia entre 5% e 10%, conforme determina a Lei nº 9.478/1997. Somada a isso, há também a cobrança de participação especial, que é paga na ocorrência de reservas de grande volume de produção e rentabilidade. Ela é aplicada sobre a receita bruta da produção, deduzidos os *royalties*, os investimentos na exploração, os custos operacionais, a depreciação e os tributos previstos na legislação. Suas alíquotas variam de 10% a 40%.

O uso dos *royalties* não é claramente regulado. Embora haja alguns dispositivos legais para nortear as ações de gastos, eles não estabeleciam de forma rigorosa, até 2013, como tais recursos deveriam ser utilizados.

O ingresso dos *royalties* petrolíferos é contabilizado como receita corrente líquida (RCL), que compõe a base de cálculo para o limite de gastos com pessoal, na forma do art. 19 da Lei Complementar nº 101/2000 – a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF). O cômputo das receitas de *royalties* na RCL é um mecanismo que amplia a base sobre a qual é calculado o limite de gastos com pessoal, o que diretamente pode reduzir o parâmetro e, indiretamente, pode favorecer o aumento das despesas com pessoal. Nesses termos, o ambiente normativo, embora crie restrições à aplicação dos 5% do valor bruto da produção do petróleo em despesas com pessoal, não veda seu uso no cômputo dos limites definidos pela LRF para alguns gastos, entre os quais os de pessoal.

A utilização dos *royalties* como mecanismo de criação de despesas com pessoal, obrigatórias e de caráter continuado, poderá gerar o risco de insolvência quando esses recursos se esgotarem. Nessa perspectiva, o objetivo deste trabalho consiste em verificar se o ingresso dos *royalties* afetou a despesa com pessoal, nos municípios brasileiros, entre 1999 e 2015.

Até aqui se enfatizaram alguns aspectos problemáticos que o uso dos *royalties* representa, ao alargar os limites dos gastos com pessoal, se consideradas as receitas de *royalties* na base de cálculo do indicador que limita aqueles gastos. O problema maior desse uso, porém, reside não apenas no aspecto formal de interpretação jurídica,

ou no risco à capacidade de financiamento futura que ele representa. Pelo tipo de gasto cujo aumento proporciona, o uso dos *royalties* pode ser entendido como parte de um problema mais abrangente, no qual ele é responsável pela manutenção ou pela quebra do ritmo de crescimento da economia. É nesse contexto que se pode elaborar a hipótese de que os *royalties* – incluídos na RCL e com isso incentivando aumentos de gastos com pessoal, em detrimento de uso para investimentos – podem servir como entrave ao crescimento.

O texto está estruturado em seis seções, incluindo esta introdução. A seção 2 apresenta a abordagem da teoria econômica de justiça intergeracional no uso dos recursos exauríveis, classificando-a em duas gerações e tratando-a em termos das formulações teóricas que a constroem e de seus trabalhos empíricos. A seção 3 descreve a regulamentação dos *royalties* no Brasil, a LRF e a literatura empírica sobre a relação entre ambas. A seção 4 discute a estratégia metodológica do uso dos indicadores para se testar a destinação ou não dos *royalties* para gastos correntes com pessoal. A seção 5 mostra os resultados, e a seção 6 traz as considerações finais do artigo.

2 USO DOS ROYALTIES E INJUSTIÇA INTERGERACIONAL

2.1 Primeira geração da teoria econômica dos recursos exauríveis

A literatura que investiga o emprego dos *royalties* em despesas com pessoal tem origem em uma abordagem mais ampla que envolve o debate sobre a aplicação de *royalties*, com foco no desenvolvimento e, como parte dessa discussão, as referências que tratam dos efeitos dos *royalties* sobre as contas públicas. Nessas linhas de investigação, o emprego dos *royalties* em gastos correntes (de pessoal) é questionado em termos de seu uso alternativo na forma de investimento, ou consumo, tendo em vista o bem-estar da sociedade. Como discussões derivadas dessa principal, recebem atenção os efeitos da aplicação de *royalties* entre aqueles usos alternativos sobre o crescimento econômico e o financiamento futuro do governo.

Inicialmente, essa questão é tratada em termos da relação entre o uso dos recursos não renováveis, o crescimento econômico e o bem-estar social a eles relacionado. Hotelling (1931) discute a eficiência sistêmica na presença de recursos produtivos não renováveis.

Considerando como variáveis a reserva de uma mina qualquer, juntamente com a qualidade do minério e o grau de concorrência – que permite a obtenção de preços maiores quanto menor for a produção, ao longo do tempo, e mais raro assim for o produto –, Hotelling (1931) constrói diversos cenários que dependem do grau de suficiência da informação sobre a qualidade e a quantidade do minério na reserva.

No tocante à taxaço do produto da exploraço mineral esgotável, seu problema é maximizar a utilidade social dessa quantidade produzida ao longo do tempo, com relaço ao valor presente da contribuio marginal para o lucro de uma unidade de produto mineral exaurível.

Demonstra Hotelling (1931) que os impostos sobre a exploraço dos recursos minerais esgotáveis afetam seus preos, o que pode ser utilizado pelo governo para maximizar a utilidade social da produço de bens minerais esgotáveis.

Por ter como objeto de análise a melhoria da eficiência econômica no uso dos recursos esgotáveis e de suas rendas, e os modelos diretamente associados a Hotelling (1931) podem ser chamados de modelos de primeira geraço da teoria econômica dos recursos exauríveis. Tais modelos geralmente abordam o objeto de análise em termos da elasticidade de substituio entre capital e recursos exauríveis, com ou sem intervenço governamental.

2.2 Segunda geraço da teoria econômica dos recursos exauríveis

Embora sua proposta seja semelhante à dos modelos de primeira geraço no uso da técnica *maximin* aplicada a situaço de recursos exauríveis e possível substituio de capital que use recursos renováveis, Solow (1973) discute uma questao sugerida, segundo ele, da leitura de Rawls (1972). Ao fazê-lo, inaugura uma nova abordagem da eficiência econômica do uso de recursos exauríveis, e, por isso, chamamos a abordagem iniciada em Solow (1973) de segunda geraço da teoria econômica dos recursos exauríveis.

Rawls (1972) questiona a possibilidade de justiça intergeracional ao deixar em aberto o que objetivamente serviria de critério para a explicaço da distribuio intergeracional de recursos produtivos com relaço aos bens de consumo imediato.

Segundo Solow (1973), a questao discutida em Rawls (1972) é a de que o conceito utilitarista de bem-estar social implicaria injustia entre os indivíduos, ou as geraço, à medida que o somatório das utilidades, como indicador de bem-estar social, permitiria que a poupança usada para os investimentos, que aumenta o bem-estar social futuro, gerasse um aumento de bem-estar da geraço futura em detrimento da presente.

A fim de formular uma soluço para esse problema de injustia intergeracional, Solow (1973) calcula, inicialmente, o consumo *per capita* que, maximizado, seja mantido constante entre as geraço, restrito a não diminuir o estoque de capital. Em seguida, introduz o uso de recursos exauríveis no modelo e conclui que tanto menos reprodutível for o tipo de capital em termos de recursos exauríveis, ou seja, quanto mais especializado for o tipo de capital em recursos exauríveis, mais rapidamente se atingirá o limite máximo de consumo constante, ou equitativo intergeracionalmente.

Conclusão semelhante a essa de Solow (1973) é obtida do trabalho de Dasgupta e Heal (1974), que discutem o assunto para o curto prazo usando a taxa de desconto de ativos para comparar bens de capital que usam e que não usam recursos renováveis. Concluem que a maximização dos últimos determina o máximo do produto obtível, o que pode ser entendido como uma constatação em defesa da substituição tecnológica do uso de recursos exauríveis por não exauríveis.

Hartwick (1977) sistematizou a abordagem de justiça intergeracional no uso dos recursos não renováveis inaugurada por Solow (1973). Para isso, usou uma função Cobb-Douglas para um só produto, seguindo a linha do que é feito em Beckmann (1974; 1975), Solow (1973) e Solow e Wan (1976). Como conclusão, Hartwick (1977, p. 974, tradução nossa) formula a proposição teórica que representa a escola de segunda geração, qual seja, “o investimento dos retornos correntes de recursos exauríveis em capital reproduzível implica consumo *per capita* constante”.⁸ Depreende-se, portanto, que o critério técnico de justiça intergeracional, no uso de recursos exauríveis, é a aplicação, em bens de capital, de *toda* renda proveniente da exploração líquida do custo de uso na produção desses bens. Essa é a proposição adotada neste trabalho como argumento de que o uso dos *royalties* em despesas correntes é algo potencialmente gerador de injustiça intergeracional, o que justifica a identificação empírica dos indícios de que os *royalties* possam estar sendo utilizados de encontro a essa proposição, à medida que indiretamente promovem o alargamento das despesas com pessoal.

Os modelos de segunda geração se completam, em termos de proposições teóricas, no trabalho de Okuguchi (1979), que explora o modelo de Hartwick (1977), agora com crescimento populacional e progresso técnico. Esses modelos recebem em Davis e Tilton (2005) uma lista das áreas eficientes de aplicação de rendas dos recursos exauríveis, compatíveis com as proposições de segunda geração, ou seja, garantidoras da justiça intergeracional no uso daqueles recursos. Segundo esses autores, as necessidades da geração presente estariam atendidas, juntamente com as da geração futura, se fossem feitos investimentos nos capitais físico, humano, tecnológico e institucional (Davis e Tilton, 2005, p. 237).

3 REGULAÇÃO DOS *ROYALTIES*, LRF E REVISÃO DA LITERATURA NO BRASIL

3.1 Regulamentação dos *royalties* e a LRF

Os recursos provenientes dos *royalties* petrolíferos desempenham um importante papel para a geração de receita das unidades subnacionais que possuem maior participação no rateio do recurso. Esse ingresso de recursos, contudo, não possuía critérios bem definidos de uso na legislação brasileira.

8. Texto original: “(...) the investment of current exhaustible resource returns in reproducible capital implies per capita consumption constant”.

Na trajetória das leis que regeram o uso dos *royalties*, a legislação inicial, Lei nº 2.004/1953, determinava que estados, territórios e municípios deveriam utilizar as indenizações, preferentemente, na produção de energia elétrica e na pavimentação de rodovias. Logo depois da Lei nº 7.453/1985, a utilização foi ampliada para outras áreas: abastecimento e tratamento de água, irrigação, proteção ao meio ambiente e saneamento.

QUADRO 1
Evolução do marco regulatório de aplicação dos *royalties* no Brasil

Leis e decretos	Ano	Uso dos <i>royalties</i>
Lei nº 2.004	1953	Preferentemente na produção de energia elétrica e na pavimentação de rodovias.
Lei nº 7.453	1985	Preferentemente ainda em abastecimento e tratamento de água, irrigação, proteção ao meio ambiente e saneamento básico.
Lei nº 7.525	1986	Exclusivamente em energia elétrica, pavimentação de rodovias, abastecimento e tratamento de água, irrigação, proteção ao meio ambiente e saneamento básico.
Lei nº 7.990	1989	Proíbe que os 5% do valor bruto da produção de petróleo e gás natural sejam utilizados para pagamento de dívida e no quadro permanente de pessoal.
Lei nº 8.001	1990	Veda a aplicação dos recursos em pagamento de dívida e no quadro permanente de pessoal.
Decreto nº 1	1991	Exclusivamente em energia, pavimentação de rodovias, abastecimento e tratamento de água, irrigação, proteção ao meio ambiente e saneamento básico.
Lei nº 9.478	1997	Não impôs vedação, com exceção do Ministério de Ciência e Tecnologia, que deveria aplicar no mínimo 40% do montante recebido em programas de fomento à capacitação e ao desenvolvimento científico e tecnológico nas regiões Norte e Nordeste.
Lei nº 10.195	2001	Libera a utilização para capitalização de fundos de previdência.
Lei nº 12.858	2013	Setenta e cinco por cento deverão ser destinados à área de educação, e 25%, à área de saúde.

Elaboração dos autores.

O ponto marcante, no que tange à destinação dos *royalties*, foi a troca do termo “preferentemente” por “exclusivamente” na Lei nº 7.525/1986. Entretanto, com a publicação da Lei do Petróleo (Lei nº 9.478/1997), a Lei nº 2.004 foi revogada, mantendo-se, portanto, apenas a restrição imposta na Lei nº 7.990/1989, em seu art. 8º, alterada pela Lei nº 8.001/1990, a qual proíbe que os 5% do valor bruto da produção de petróleo e gás natural sejam utilizados para pagamento do quadro permanente de pessoal.

Em função da derrogação do art. 7º da Lei nº 7.525/1986 e da revogação da Lei nº 2.004/1953, o art. 24 do Decreto nº 1/1991 perdeu efeito, o que fez com que não fosse obrigatória a aplicação dos *royalties* exclusivamente em energia, pavimentação de rodovias, abastecimento e tratamento de água, irrigação, proteção ao meio ambiente e saneamento básico.

Com exceção da Lei nº 7.990/1989, alterada pela Lei nº 8.001/1990, que proibiu a utilização dos recursos em pagamento de dívida e no quadro permanente de pessoal, entre 1997 e 2012, as alterações ocorridas na legislação de uso dos *royalties* conferiram maior liberdade aos gestores no que tange aos gastos desse recurso.

Quanto aos 5% acrescidos pela Lei do Petróleo (Lei nº 9.478/1997), esta não aplicou qualquer vedação, exceto ao Ministério de Ciência e Tecnologia, que deve aplicar no mínimo 40% do montante recebido em programas de fomento à capacitação e ao desenvolvimento científico e tecnológico nas regiões Norte e Nordeste. Assim, o valor excedente aos 5% do valor bruto da produção poderia ser aplicado mais livremente, inclusive com pessoal. Além disso, foi instituída a participação especial, paga na ocorrência de reservas de grande volume de produção e rentabilidade. A participação especial também não recebeu vedação quanto à sua aplicação.

No entanto, a Lei nº 12.858/2013 passou a regular o uso dos *royalties*, estabelecendo que 75% dos *royalties* petrolíferos deverão ser destinados à educação pública básica e que os 25% restantes deverão ser aplicados na saúde.

Nas finanças públicas, os *royalties* são registrados como receitas correntes (Brasil, 1964),⁹ mais especificamente como transferências correntes. Embora haja restrição de uso dos 5% incidentes sobre o valor bruto da produção no quadro permanente de pessoal, entre 2001 e 2015, o ingresso dos *royalties* foi contabilizado como RCL.¹⁰ Esta serve de base para o cálculo do limite de gastos com pessoal na LRF. Como preleciona o *Manual de demonstrativos fiscais*, editado pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e aplicável a todos os entes da Federação,

as receitas vinculadas como, por exemplo, as transferências relativas a convênios, as receitas comprometidas com o Sistema Único de Saúde, os *royalties*, o salário-educação e o Fundo de Combate à Pobreza, *não* deverão ser deduzidas para efeito de cômputo da receita corrente líquida. *As receitas temporárias*, como *royalties*, ainda que representem parcela significativa da arrecadação do ente, *não* deverão ser deduzidas para efeito de cômputo da receita corrente líquida (Brasil, 2012, p. 174-175, grifo nosso).

Portanto, os *royalties* não constituem descontos previstos na RCL por parte da LRF e pela STN (Brasil, 2012). Contudo, nos termos do inciso I do art. 1º da LRF, deve-se, por prudência,¹¹ evitar que as receitas de caráter temporário, por

9. Com base na Lei nº 4.320/1964, alterada pelo Decreto-Lei nº 1.939/1982, é estabelecido que as receitas correntes constituem o somatório das receitas tributária, de contribuições, patrimonial, agropecuária, industrial, de serviços e outras e, ainda, as provenientes de recursos financeiros recebidos de outras pessoas de direito público ou privado, quando destinadas a atender a despesas classificáveis em despesas correntes (Brasil, 1964, p. 3).

10. A RCL é o somatório das receitas tributárias, de contribuições, patrimoniais, industriais, agropecuárias, de serviços, transferências correntes e outras receitas também correntes, deduzidos: i) na União, os valores transferidos aos estados e aos municípios por determinação legal ou constitucional, contribuições patronais, dos trabalhadores e demais segurados da previdência social para o Regime Geral da Previdência Social, bem como as contribuições para o Programa de Integração Social/Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (PIS/Pasep); ii) nos estados, as parcelas entregues aos municípios por determinação constitucional; e iii) na União, nos estados e nos municípios, a contribuição dos servidores públicos para o custeio de seu sistema de previdência e assistência social e as receitas provenientes da compensação financeira entre os diversos regimes de previdência social para a contagem recíproca do tempo de contribuição, para efeito de aposentadoria. A RCL é apurada somando-se as receitas arrecadadas no mês em referência e nos onze anteriores, excluídas as duplicidades (Brasil, 2000).

11. A responsabilidade na gestão fiscal pressupõe a ação planejada e transparente, em que se previnem riscos e se corrigem desvios capazes de afetar o equilíbrio das contas públicas, razão pela qual o planejamento é essencial à gestão fiscal responsável. Nesse planejamento, o ente deverá considerar o caráter permanente ou transitório das receitas, tendo em vista o equilíbrio intertemporal das contas públicas (Brasil, 2000).

exemplo, o ingresso de *royalties*, possibilitem a criação de despesas obrigatórias de caráter continuado, tais como despesas com pessoal, em nível incompatível com o equilíbrio das contas públicas, quando essas receitas cessarem.

Santolin, Jayme Junior e Reis (2009) esclarecem que, por serem despesas continuadas, caracterizadas por apresentar efeitos que ultrapassam três exercícios financeiros, as despesas com pessoal são regidas pelo processo de compensação. Nesses termos, caso haja um aumento dos gastos com pessoal decorrente da contratação de novos funcionários, ou diminuição das receitas por meio de renúncia fiscal, deverão ser feitos cortes em outras áreas relacionadas a esses gastos ou ser criadas novas fontes de recursos.

Há, entretanto, tribunais de contas¹² contrários à consideração das receitas de *royalties* no cômputo da RCL. O argumento que se lê é o de que, por leis de regência (Lei nº 7.990/1989, alterada pela Lei nº 8.001/1990), *royalties* não podem financiar gastos laborais. O fato é que há o cômputo dos *royalties* na RCL, alargando a base sobre a qual é calculado o limite de gastos com pessoal. Isso pode favorecer o aumento das despesas com pessoal. A partir dessa questão, situa-se o objeto de investigação deste trabalho, que analisa o comportamento das despesas com pessoal nos municípios petrolíferos e sua relação com as receitas de *royalties*.

3.2 Trabalhos empíricos sobre a destinação dos *royalties* e despesas com pessoal

Espera-se que não haja relação positiva e significativa entre a despesa com pessoal e os *royalties*, sobretudo considerando-se o fato de que a LRF estabelece limites para esse gasto no orçamento público. Nesse sentido, é importante tratar dos estudos que abordam a influência da LRF sobre as despesas com pessoal.

Bregman (2007) investigou – para os estados e os municípios brasileiros que receberam *royalties* no período de 1999 a 2005 – a associação entre *royalties* e variáveis selecionadas de despesas públicas através da regressão de dados em painel. O autor detectou que os municípios e os estados de dependência intermediária estão destinando a maior parte desses recursos às despesas correntes. Entre os itens classificados como correntes, a despesa com pessoal é aquela de maior peso no orçamento público, o que motiva a investigação acerca da relação entre esse item e as receitas com *royalties*.

Os resultados da literatura ainda são controversos a respeito da capacidade da LRF para limitar as despesas com pessoal. Alguns estudos (Menezes, 2005; Fioravante, Pinheiro e Vieira, 2006; Chieza, Araújo e Silva Junior, 2009) mostram

12. A competência de fiscalizar o uso dos *royalties* petrolíferos é de jurisdição do Tribunal de Contas da União (TCU), de acordo com o art. 8º da Lei nº 7.525/1986 e o art. 25 do Decreto nº 1/1991. Todavia, com base em um mandado de segurança impetrado pelo Tribunal de Contas do Estado do Rio de Janeiro (TCE-RJ), o Supremo Tribunal Federal (STF) resolveu que cabe ao TCE-RJ fiscalizar o uso dos *royalties* petrolíferos. Assim, ficou estabelecido que são os tribunais estaduais os responsáveis pela fiscalização do uso em matéria de *royalties* petrolíferos.

que os gastos nesse item cresceram possibilitados pelo limite estabelecido em lei, o qual era maior do que aquele que boa parte dos municípios praticava. Outras pesquisas (Giuberti, 2005; Dalmonech, Teixeira e Sant'Anna, 2011) argumentam que a LRF conseguiu limitar os gastos nos padrões da lei, mas com algumas limitações (Santolin, Jayme Junior e Reis, 2009).

Na investigação sobre o padrão das despesas com pessoal em contraste com a LRF, Menezes (2005) analisou o impacto da LRF sobre o déficit e sobre os principais componentes de despesa dos municípios brasileiros no período de 1997 a 2003. As despesas foram classificadas segundo categoria e funções econômicas, sendo consideradas como variáveis dependentes a despesa orçamentária, a despesa corrente, a despesa com pessoal, outras despesas correntes e a despesa com investimento. Para verificação empírica, Menezes (2005) usou o método de dados em painel, tendo como variáveis independentes a receita municipal (variável de controle), uma *dummy* para a LRF e um conjunto de variáveis políticas. No que se refere aos gastos com pessoal, as estimativas indicaram que eles não sofreram diminuição com a LRF.

Fioravante, Pinheiro e Vieira (2006) também avaliaram o impacto da LRF sobre as finanças públicas dos municípios brasileiros. Para tanto, os autores traçaram dois cenários: antes e depois da LRF. Dessa forma, foi possível comparar o comportamento dos municípios no tocante às suas políticas de gastos com pessoal e endividamento. Os resultados mostraram que, no caso da despesa com pessoal como proporção da RCL, a imposição do limite de 60% estimulou a elevação dessa despesa para grande parte dos municípios que exibiam gastos muito inferiores ao teto determinado.

Chieza, Araújo e Silva Junior (2009), de forma similar, analisaram o impacto da LRF sobre as despesas com pessoal e outras modalidades de gastos públicos, entre 1997 e 2004, dos municípios do Rio Grande do Sul. Por meio da estimação econométrica com dados em painel para 496 municípios gaúchos, os resultados evidenciaram que houve crescimento do gasto com pessoal, apesar de as municipalidades terem adotado várias medidas para reduzir a razão entre as despesas com pessoal e a RCL, e de estarem se adequando aos referidos limites de gasto estabelecidos pela LRF (modelada como *dummy*). O efeito positivo para o gasto com pessoal encontrado na análise pode ser função do maior grau de rigidez desse gasto.

Para apresentar o grau de efetividade da LRF, Giuberti (2005) analisou a situação fiscal das municipalidades brasileiras e o impacto da LRF sobre as despesas municipais entre 1997 e 2003. A autora realizou sua pesquisa em uma amostra de 4.443 observações, provenientes do Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro – Finanças do Brasil (Siconfi-Finbra). Os municípios foram classificados em quatro grupos. O indicador médio de despesa total com pessoal sobre a RCL ficou abaixo do estabelecido pela LRF para todo o período e para todos os grupos. Os municípios que gastavam acima de 60% da sua RCL com

folha de pagamento de pessoal representavam 11,4% do total em 1997 e 0,9% em 2003. Por meio de um modelo *logit* de efeito fixo, a autora mostrou que a LRF é relevante para controlar o gasto com pessoal.

Ainda no estudo da efetividade da LRF, Dalmonech, Teixeira e Sant'Anna (2011) investigaram o impacto da LRF sobre as finanças e o crescimento econômico nos estados do Brasil, entre 2000 e 2004, utilizando um banco de dados construído com as informações do Siconfi-Finbra. A metodologia econométrica envolveu o uso de dados em painel e a análise de componentes principais. Em geral, os resultados indicaram que a LRF não apresentou efeitos sobre as finanças e o crescimento econômico dos estados brasileiros, mas causou impacto positivo nos estados de maior PIB sob o prisma da redução de despesa com pessoal.

Outro estudo que aborda a efetividade da LRF, mas apresenta algumas limitações importantes, é o de Santolin, Jayme Junior e Reis (2009). Os autores estudaram os possíveis impactos da LRF no comportamento das despesas com pessoal nos municípios mineiros. Através da metodologia econométrica, baseada em painel dinâmico, ou *panel-var*, foram analisados cenários anteriores e posteriores à LRF, para 853 municípios, entre 1995 e 2005. Os dados elencados pelos autores foram obtidos do Siconfi-Finbra e estratificados em uma amostra, formando quatro grupos, conforme o tamanho das populações. O modelo adotado foi um painel dinâmico com quebras estruturais.

As estimativas evidenciaram que, antes da LRF, não houve uma relação significativa. Contudo, os autores ressaltaram que, após o estabelecimento da LRF, “o aumento de 10% da receita por transferência acrescentou à despesa com pessoal cerca de 3%, e em menor valor em 0,7% quando a mesma variação ocorreu na receita tributária” (Santolin, Jayme Junior e Reis 2009, p. 22). Isso sugere que as estimativas confirmam a noção de que as despesas com pessoal têm forte dependência das receitas de transferências correntes.

Esse resultado chama atenção para o efeito dos *royalties* petrolíferos, que, como as transferências, constituem receitas adicionais para os municípios. A distinção é que os *royalties*, por se constituírem em receitas temporárias, ao contrário das transferências federais, não deveriam ter como foco as despesas correntes, em que se incluem os gastos com pessoal. Mais recentemente, essa temática tem sido objeto de investigação, como no trabalho de Carnicelli e Postali (2014).

Carnicelli e Postali (2014), observando as orientações legais de aplicação de *royalties*, analisaram se esses recursos levaram as prefeituras beneficiadas a aumentarem a contratação de funcionários públicos entre 2000 e 2009. Para tanto, os autores usaram o método duplamente robusto, que consiste em dois procedimentos: estimaram as probabilidades de arrecadação dos *royalties* condicionadas a variáveis observáveis e, depois, estimaram um painel econométrico de efeitos

fixos nas observações pertencentes a um suporte comum elaborado por meio do método *propensity score*.

Por um lado, os autores concluem que o Poder Executivo municipal elevou o quadro de pessoal diante do usufruto de rendas do petróleo. Por outro lado, os testes evidenciaram que a despesa média com pessoal não aumenta nos municípios que compõem o grupo de tratamento. Os autores realizaram o experimento para uma subamostra com o objetivo de captar o efeito particular nos municípios do estado do Rio de Janeiro, maior beneficiário de *royalties* petrolíferos. Todavia, não se constatou significância estatística para a variável de *royalty*, o que levou os autores a explicarem que os municípios cariocas estão se adaptando às diretrizes do TCE-RJ e evitando a utilização dos *royalties* em gastos correntes.

Este estudo situa-se nessa linha de investigação, pois busca analisar se o recebimento de *royalties* petrolíferos tem se convertido em ampliação das despesas correntes, mais particularmente das despesas com pessoal nos municípios brasileiros. Avalia-se ainda se os limites estabelecidos pela LRF têm sido influenciados pelo recebimento de *royalties* petrolíferos, observando-se que eles têm uma regulamentação própria, que estabelece parâmetros para o recebimento e a utilização dos recursos.

Nesse sentido, nosso artigo contribui para a literatura ao explicar, pioneiramente, a relação entre os *royalties* e o aumento dos gastos com pessoal, por conta do alargamento que aqueles imprimem ao limite legal desse tipo de gasto. Além disso, em vez de se avaliar o efeito do uso dos *royalties* em termos de emprego público, como fazem Carnicelli e Postali (2014), analisa-se o impacto dos *royalties* em termos dos gastos públicos com pessoal, o que contraria a regra de Hartwick e o indicador que os limita, presente na LRF. Por fim, como será visto na próxima seção, o artigo também inova ao utilizar o modelo de estimação MM, mais apropriado à base de dados em questão, em que há considerável heterogeneidade e dados atípicos entre os municípios.

4 ASPECTOS METODOLÓGICOS

4.1 Indicadores de despesa pública com pessoal

Considera-se como despesa com pessoal o somatório dos gastos da municipalidade com os ativos, os inativos e os pensionistas, relativos a mandatos eletivos, cargos, funções ou empregos, civis, militares e de membros de poder, com quaisquer espécies remuneratórias, tais como: vencimentos e vantagens, fixas e variáveis; subsídios; proventos da aposentadoria; reformas e pensões, inclusive adicionais; gratificações; horas extras e vantagens pessoais de qualquer natureza; bem como encargos sociais e contribuições recolhidas pelo ente às entidades de previdência (Brasil, 2000).

Para se analisar a despesa pública com pessoal à luz da LRF, foi construído um indicador do peso das despesas com pessoal nos municípios. O indicador, chamado de PDP 1, é igual à razão entre a despesa com pessoal efetuada pelo município (i) em determinado ano (t) e a RCL executada pela localidade (i) no ano (t):

$$\text{PDP } 1_{i,t} = \frac{\text{Despesa com Pessoal}_{i,t}}{\text{Receita Corrente Líquida}_{i,t}} \quad (1)$$

Os limites máximos da despesa de pessoal nas municipalidades são calculados como percentuais da RCL, conforme determina a LRF. Na esfera municipal, 60% da RCL pode assim ser distribuída: 6% para o Poder Legislativo, incluído o Tribunal de Contas, quando houver; e 54% para o Poder Executivo. Além disso, a LRF determinou dois importantes parâmetros para os gastos com pessoal, descritos adiante.

- 1) Limite de alerta: prevê que os tribunais de contas alertarão os entes quando for constatado que a despesa com pessoal excedeu 90% do limite previsto.
- 2) Limite prudencial: impõe sérias restrições financeiras¹³ caso a despesa com pessoal, em relação à RCL, ultrapasse 95% do limite determinado.

QUADRO 2

Limites dos gastos com pessoal determinados pela LRF aos municípios

Ente federativo	Limite de alerta	Limite prudencial	Limite máximo
Poder Executivo municipal	90% do limite máximo ou 54% da RCL	95% do limite máximo ou 57% da RCL	60% da RCL

Elaboração dos autores.

A fim de se detectar se há um efeito expansivo dos gastos laborais em função do maior ingresso dos *royalties*, foi construído o indicador PDP 2, dado pela razão entre a despesa com pessoal efetuada pelo município (i) em determinado ano (t) e a RCL deduzida dos *royalties* e participação especial:

$$\text{PDP } 2_{i,t} = \frac{\text{Despesa com Pessoal}_{i,t}}{\text{Receita Corrente Líquida}_{i,t} - (\text{Royalties} + \text{PE})_{i,t}} \quad (2)$$

Os *royalties* expandem o volume da RCL e, portanto, podem permitir a redução do peso das despesas com pessoal. O indicador PDP 2 busca captar o impacto da ausência dos *royalties* petrolíferos no cálculo do indicador de despesa utilizado como referência para a LRF nas municipalidades beneficiadas pelas rendas de petróleo.

13. É vetada a concessão de vantagem, aumento, reajuste ou adequação de remuneração a qualquer título, salvo os derivados de sentença judicial ou de determinação legal ou contratual, ressalvada a revisão prevista no inciso X do art. 37 da Constituição Federal de 1988 (CF/1988). Além disso, é vetada a criação de cargo, emprego ou função. Veta-se a alteração de estrutura de carreira que implique aumento de despesa, sendo vetado o provimento de cargo público, admissão ou contratação de pessoal a qualquer título, ressalvada a reposição decorrente de aposentadoria ou falecimento de servidores das áreas de educação, saúde e segurança (Brasil, 2000). As sanções da LRF para aqueles que ultrapassarem os limites e não corrigirem o excesso nos dois quadrimestres seguintes são: não poderão receber transferências voluntárias, não poderão obter garantia, direta ou indireta, de outro ente, e não poderão contratar operação de crédito. Somado a tudo isso, aplicam-se os procedimentos de ajuste previstos nos §§ 3º e 4º do art. 169 da CF/1988: i) redução em pelo menos 20% das despesas com cargos em comissão e funções de confiança; ii) exoneração de servidores não estáveis; e iii) perda de cargo de servidores estáveis.

Nas finanças públicas brasileiras, a LRF é vista como o grande fator disciplinador. Dias (2009), ao analisar os mecanismos de controle institucional das despesas com pessoal e sua efetividade, menciona que os mecanismos de controle institucional das despesas com pessoal e os limites estabelecidos na LRF são de suma importância para evitar o descontrole de tais gastos.

O estabelecimento de limites para as despesas com pessoal está ligado ao fato de esse ser o item de maior peso na despesa corrente. Despesas elevadas com o quadro permanente de pessoal reduzem a receita disponível para a oferta de serviços públicos básicos, sobretudo o investimento. Santolin, Jayme Junior e Reis (2009) quantificam e qualificam esse argumento, quando argumentam que a LRF, ao estabelecer o limite máximo de 60%, estimulou os municípios a associarem diretamente o aumento das transferências correntes com as despesas com pessoal, além de reduzir o vínculo entre a despesa de investimento e a arrecadação tributária.

Considerando-se a determinação de equilíbrio das contas públicas entre a receita orçamentária e a despesa orçamentária, observa-se que os gastos com pessoal (modalidade de despesas obrigatórias de caráter continuado) apresentam uma estrutura mais rígida, sendo mais complicado alterá-los. Nesse contexto, Giuberti (2005) e Santolin, Jayme Junior e Reis (2009) notam que, em um ambiente de redução das receitas de transferências correntes ou de depressão macroeconômica, as rígidas regras, somadas às severas punições previstas na LRF, ocasionam sérias restrições sobre os gastos de investimento, uma vez que essa é a área mais suscetível a cortes para que os limites fiscais sejam atingidos.

Ao avaliarem o limite máximo de 60% da despesa com pessoal como proporção da RCL, conforme estabelecido pela LRF, Menezes (2005), Giuberti (2005), Fioravante, Pinheiro e Vieira (2006) e Santolin, Jayme Junior e Reis (2009) informam que houve um “erro de calibragem”, uma vez que apenas uma minoria dos municípios brasileiros ultrapassava esse teto. Portanto, o estabelecimento de um limite máximo induziu a elevação dos gastos com pessoal para a maioria dos municípios que apresentavam gastos muito inferiores ao teto.

4.2 Modelo empírico

Há duas linhas de investigação neste trabalho. Por um lado, dado o caráter temporário da receita, a literatura defende que os *royalties* petrolíferos sejam aplicados em investimento produtivo, como capital físico e humano. O uso desse recurso para cobrir despesas com pessoal não é recomendado. No Brasil, até 2013, 5% do valor bruto da produção de petróleo, remuneração mínima de *royalties* devida por cada campo produtor, era legalmente proibido de ser utilizado para o pagamento do quadro permanente de pessoal. Contudo, a remuneração de *royalties* pode chegar a 10% do valor bruto da produção, além de participações especiais.

A diferença entre a remuneração paga pela produção do campo e os 5% mínimos, além das partições especiais, não tinha impedimento de utilização pelos gestores para pagamento do funcionalismo.

Por outro lado, conforme a LRF, os gastos com pessoal não podem legalmente ultrapassar o limiar de 60% da RCL. Isso implica que, ao se prezar pelo bom comportamento das finanças, as receitas dos entes municipais não deveriam estimular as despesas com funcionalismo a tal ponto de se elevar continuamente o peso desse tipo de gasto, o que levaria os municípios a enfrentarem as sanções da LRF.

Como as rendas petrolíferas entram no cômputo da RCL, os gestores municipais podem ser estimulados a elevar os gastos com pagamento de pessoal, ao passo que controlam a razão entre a despesa total com funcionalismo e a RCL. Há dois cenários possíveis nesse caso, conforme resumido a seguir.

- 1) As receitas de *royalties* podem ser desvirtuadas da sua finalidade, sendo efetivamente utilizadas para pagamento do quadro.
- 2) Podem não ser assim utilizadas, mas sua entrada estimula o aumento da despesa com pessoal, pois infla a RCL, auxiliando os municípios a manterem uma posição abaixo do limite legal da LRF.

A estratégia empírica envolve primeiramente testar a hipótese de que o ingresso de *royalties* petrolíferos afetou a despesa com pessoal nos municípios beneficiados com esse tipo de receita. Em seguida, testa-se a hipótese de que há relação entre o indicador da LRF, isto é, o gasto com pessoal como proporção da RCL, e as rendas petrolíferas. A fim de se verificar se os municípios estariam utilizando os *royalties* para desinflar o indicador da LRF, um indicador alternativo é proposto, no qual os *royalties* são deduzidos da RCL.

Admitindo-se que se possa elevar a despesa com pessoal mediante o uso das receitas de *royalties*, os limites estabelecidos na LRF poderão ser infringidos se a elasticidade-*royalties* da despesa com pessoal for superior ao peso dos *royalties* sobre a RCL: $\frac{\partial \log \text{Desp}}{\partial \log \text{Roy}} > \frac{\text{Roy}}{\text{RCL}}$. Supondo-se que a despesa com pessoal de determinada municipalidade seja função das receitas totais e de um componente de erro aleatório, o indicador da LRF pode ser expresso como:

$$\text{PDP } 1_t = \frac{\text{Desp}_t}{\text{Roy}_t + \text{OR}_t} = \frac{f(\text{Roy}_t, \text{OR}_t) + \varepsilon_t}{\text{Roy}_t + \text{OR}_t} \quad (3)$$

As participações especiais estão agora contidas na variável *royalties*, e *OR* são as outras receitas municipais. Assumindo-se exogeneidade contemporânea, $E[\varepsilon_t | \text{Roy}_t, \text{OR}_t] = 0$, uma elevação marginal dos *royalties* impacta positivamente o indicador da LRF se

$$\frac{\partial \log E[\text{Desp}_t | \text{Roy}_t, \text{OR}_t]}{\partial \log \text{Roy}_t} > \frac{\text{Roy}_t}{\text{RCL}_t} \quad (4)$$

Na margem, a mudança esperada de uma variação percentual dos *royalties* sobre o indicador da LRF depende da diferença entre a elasticidade-*royalties* da despesa com pessoal e o peso das receitas de *royalties* na RCL. Os *royalties* podem estimular positivamente os gastos com funcionalismo, mas seu impacto sobre o indicador da LRF pode ser positivo, negativo ou nulo. Uma análise unicamente baseada no indicador da LRF pode levar a uma conclusão equivocada sobre a gestão dos recursos petrolíferos.

Com base nas hipóteses estabelecidas, o primeiro modelo a ser estimado é dado por:

$$\log \text{Desp}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{IHS Roy}_{i,t} + \beta_2 \log \text{Trib}_{i,t} + \beta_3 \log \text{Patri}_{i,t} + \beta_4 \log \text{FPM}_{i,t} + (5) \\ + \beta_5 \log \text{Edu}_{i,t} + \beta_6 \log \text{Sau}_{i,t} + \beta_7 \log \text{VAB}_{i,t} + D_t + C_i + \varepsilon_{i,t}$$

Na equação (5), *Desp* é a despesa com pessoal efetuada pela municipalidade (*i*) no ano (*t*), *Roy* são as receitas de *royalties*, *Trib* são receitas tributárias, *Patri* são receitas patrimoniais, *FPM* são receitas do Fundo de Participação dos Municípios, *Edu* são receitas do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica e de Valorização dos Profissionais da Educação (Fundeb), *Sau* são receitas do Sistema Único de Saúde (SUS), *VAB* é o valor adicionado bruto, excetuando-se o setor da administração pública, *D_t* são efeitos fixos de tempo (crescimento vegetativo da folha), *C_i* é a heterogeneidade não observável, e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro idiossincrático. As seis categorias de receita incluídas no modelo compõem a principal parcela da RCL do município; o *VAB*, por sua vez, controla o desempenho da atividade econômica, que pode estimular o crescimento da folha salarial devido à concessão de ganhos reais e/ou contratação de novo pessoal. Todas as variáveis estão em termos *per capita*. Vale ressaltar que, nas investigações de Sakurai (2009), Santos e Alves (2011) e Gadelha (2012), as especificações econométricas também incluem variáveis de finanças municipais como controle.

O período de análise compreende os anos de 1999 a 2015, tendo sido selecionados 952 municípios. Os dados de *royalties* foram obtidos no sistema Inforoyalties, e os dados sobre despesa com pessoal e demais receitas foram obtidos do Siconfi-Finbra. Todos os valores foram deflacionados por meio do deflator implícito do PIB, ano-base 2015. Como os *royalties* apresentam valores nulos, em diversos momentos no tempo, e ao longo dos municípios, foi utilizada a transformação do seno hiperbólico inverso (*inverse hyperbolic sine* – IHS). O seno hiperbólico inverso é recomendado quando se deseja obter a elasticidade, e a variável de interesse apresenta simultaneamente valores extremos e zeros (Burbidge, Magee e Robb, 1988).

Caso os *royalties* sejam utilizados de forma correta, espera-se, por duas razões, um coeficiente não significativo para a elasticidade-*royalties* da despesa com pessoal. Por um lado, pelo princípio do não uso das rendas petrolíferas para cobrir despesas com funcionalismo, já que, durante o período amostral, não havia impedimento

total do uso das receitas de *royalties* em pagamento de pessoal. Por outro lado, pelo não uso dos *royalties* como meio de elevar as despesas com o quadro de funcionários através do redirecionamento de outras receitas, visto que os *royalties* elevam a RCL, o que poderia estimular os gestores a elevarem o gasto com pessoal, ainda que não diretamente com as rendas petrolíferas. As demais receitas não possuem impedimento legal para cobrir despesas com funcionários, de sorte que não se hipotetiza sobre o sinal de suas elasticidades.

O segundo modelo traz o indicador da LRF como variável resposta. As covariáveis são as mesmas do modelo (5):

$$\text{PDP } 1_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{IHS Roy}_{i,t} + \beta_2 \log \text{Trib}_{i,t} + \beta_3 \log \text{Patri}_{i,t} + \beta_4 \log \text{FPM}_{i,t} + \beta_5 \log \text{Edu}_{i,t} + \beta_6 \log \text{Sau}_{i,t} + \beta_7 \log \text{VAB}_{i,t} + D_t + C_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Supondo-se que os *royalties* estimulem positivamente a despesa com pessoal, o efeito final sobre o indicador da LRF pode vir a ser positivo, negativo ou não significativo devido ao aumento da RCL. O mesmo vale para as outras receitas. Nesse sentido, espera-se que os coeficientes das receitas de tributos, patrimoniais, FPM, educação e saúde no modelo (6) tenham magnitude superior, inferior – ou igual – aos respectivos pesos dessas receitas. Um efeito negativo, no entanto, significa que os municípios prezaram pela saúde financeira no período, evitando o risco de enquadramento na LRF. Quanto às *dummies* de tempo, espera-se um resultado negativo para o período anterior à LRF, já que a literatura aponta que, no momento posterior à LRF, a partir de 2001, houve uma expansão dos gastos com pessoal.

O terceiro modelo a ser estimado busca testar a hipótese de que os recursos petrolíferos podem estimular os gastos com pessoal via redução do parâmetro medido pela LRF. A variável resposta é um indicador alternativo ao da LRF, o PDP 2, em que os recursos petrolíferos são deduzidos da RCL. A equação apresenta as mesmas variáveis dos modelos anteriores.

$$\text{PDP } 2_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{IHS Roy}_{i,t} + \beta_2 \log \text{Trib}_{i,t} + \beta_3 \log \text{Patri}_{i,t} + \beta_4 \log \text{FPM}_{i,t} + \beta_5 \log \text{Edu}_{i,t} + \beta_6 \log \text{Sau}_{i,t} + \beta_7 \log \text{VAB}_{i,t} + D_t + C_i + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

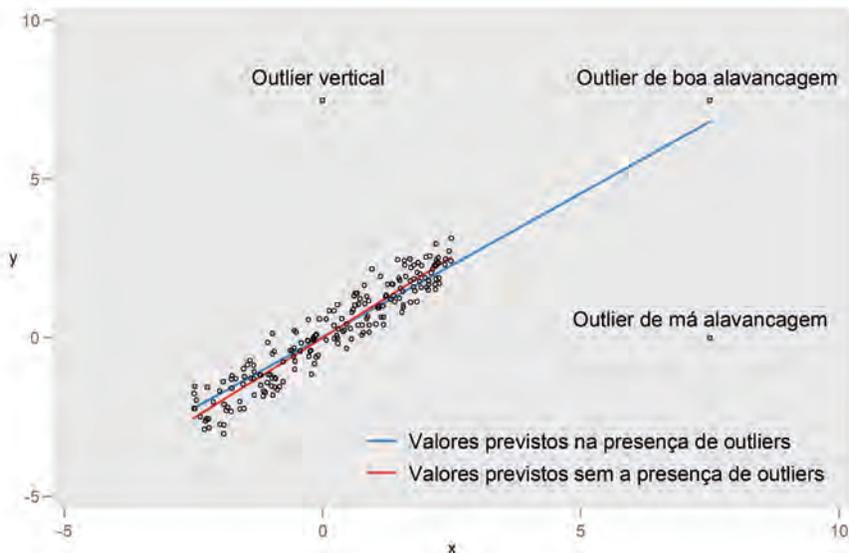
Ao se eliminar o efeito sobre a RCL, a direção do impacto dos *royalties* sobre o indicador PDP 2 depende apenas do sinal da elasticidade-*royalties* da despesa com pessoal. De acordo com a hipótese adotada, espera-se que o coeficiente dos *royalties* seja positivo nesse modelo.

Para estimação dos modelos propostos, optou-se pelo uso do estimador MM (Yohai, 1987), o qual é robusto a *outliers* verticais e *outliers* de alavancagem. Os dados do Siconfi-Finbra e do Inforoyalties apresentam um grande volume de observações atípicas, seja de caráter univariado, seja de caráter multivariado, conforme discutido no apêndice A. Essas observações podem ser resultado, por exemplo, de erros de

gravação e de cálculo das gestões municipais, no caso do Siconfi-Finbra, ou devido à grande heterogeneidade na distribuição dos *royalties*, no caso do Inforoyalties.

Os *outliers* verticais e de alavancagem são descritos por Rousseeuw e Leroy (1987), e bem sintetizados por Verardi e Croux (2009). Os *outliers* verticais são observações com valores periféricos na dimensão da variável resposta, mas que não são periféricos no espaço das variáveis explicativas. Tais *outliers* afetam as estimativas de mínimos quadrados em um modelo de regressão, particularmente o intercepto. Os *outliers* de alavancagem, por sua vez, dividem-se em *outliers* de boa alavancagem e de má alavancagem. Os primeiros são observações periféricas no espaço das covariáveis, mas que se localizam próximas ao verdadeiro hiperplano de regressão. Esse tipo de *outlier* não afeta as estimativas por mínimos quadrados, mas acaba deflacionando as estimativas dos erros-padrão, afetando assim a inferência. Por seu turno, os *outliers* de má alavancagem são observações com valores periféricos no espaço das variáveis explicativas e distantes do verdadeiro hiperplano de regressão. A presença desse tipo de *outlier* afeta fortemente as estimativas de regressão, tanto do intercepto como dos coeficientes de inclinação. Um exemplo desses três tipos de *outliers* está ilustrado no gráfico 1.

GRÁFICO 1
Outliers verticais e de alavancagem



Fonte: Verardi e Croux (2009).

Elaboração dos autores.

Obs.: A figura não pôde ser padronizada e revisada em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Como o método de mínimos quadrados minimiza uma função quadrática dos resíduos, a presença de um só *outlier* vertical ou de alavancagem pode levar a um sensível prejuízo, tanto nas estimativas como na inferência. Os estimadores robustos a *outliers* ganharam um importante espaço na literatura ao se propor a minimização de funções alternativas dos resíduos.

Para $r_i(\beta)$ – o i -ésimo resíduo de um modelo geral de regressão dado por $y_i = x_i'\beta + \varepsilon_i$ –, Huber (1964) propõe uma classe de estimadores chamada estimadores M, definida como:

$$\widehat{\beta}_M = \arg \min_{\beta} \sum_{i=1}^n \rho [r_i(\beta)] \quad (8)$$

A função perda $\rho(\cdot)$ é simétrica, não decrescente para valores positivos, menos crescente que a função quadrática $r_i^2(\beta)$, e com mínimo único em zero. Uma escolha usual para $\rho(\cdot)$ é a função Tukey bponderada. Para garantir que o estimador seja invariante a uma mudança na escala, os resíduos podem ser padronizados através de uma medida de dispersão σ : $\rho \left[\frac{r_i(\beta)}{\sigma} \right]$. Os estimadores M são robustos a *outliers* verticais, assim como estimadores do tipo L (ou estimadores de mediana, utilizados na regressão quantílica), mas são mais eficientes sob uma distribuição gaussiana dos erros do que esse último.

O problema dos estimadores do tipo M (assim como dos estimadores do tipo L) é que eles não são robustos a *outliers* de alavancagem (Bramati e Croux, 2007). Rousseeuw e Yohai (1984) exploram esse problema e propõem uma classe de estimadores robustos a *outliers* de alavancagem, chamados estimadores S. Para qualquer amostra de valores reais de resíduos $\{r_i, \dots, r_n\}$, o estimador S é definido como o valor $\widehat{\beta}_S$ que minimiza uma medida de dispersão robusta dos resíduos $\widehat{\sigma}(r_i, \dots, r_n)$. A estimativa dessa medida de escala, denotada por $\widehat{\sigma}^S$, é a solução da seguinte equação:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho \left[\frac{r_i(\beta)}{\widehat{\sigma}^S} \right] = K \quad (9)$$

Na equação (9), $K = E[\rho(\varepsilon)]$ e $\varepsilon \sim N(0,1)$. O estimador S tem ponto de ruptura de 50%¹⁴ (resiste a até 50% de contaminação da amostra por *outliers*), mas apresenta uma baixa eficiência gaussiana, sob a Tukey bponderada, de apenas 28,7% (Verardi e Croux, 2009). O parâmetro da Tukey pode ser alterado de forma a se elevar a eficiência assintótica relativa sob erros gaussianos, mas gera perda de proteção a *outliers*, com redução do ponto de ruptura. Yohai (1987) soluciona esse *trade-off* entre resistência a *outliers* e eficiência gaussiana ao propor o estimador MM, o qual apresenta alta eficiência e ponto de ruptura de 50%. O estimador MM é definido como:

$$\widehat{\beta}_{MM} = \arg \min_{\beta} \sum_{i=1}^n \rho \left[\frac{r_i(\beta)}{\widehat{\sigma}^S} \right] \quad (10)$$

14. Se Z for uma amostra de tamanho N e $\beta(Z)$ for um estimador de regressão para a amostra Z , substitua M observações de Z por *outliers*. O ponto de ruptura de β é a menor proporção de observações substituída por *outliers* que fazem o estimador β nessa amostra contaminada assumir valores arbitrariamente distantes de $\beta(Z)$ (Bramati e Croux, 2007).

O algoritmo consiste em três passos. Primeiramente, utiliza-se um estimador do tipo S que minimize a escala robusta dos resíduos $\hat{\sigma}$, garantindo assim alto ponto de ruptura. Em seguida, calcula-se a M-estimativa da escala $\hat{\sigma}^S$, conforme (9). Por último, computa-se um estimador do tipo M para os coeficientes, como em (10), com escala dos resíduos fixada em $\hat{\sigma}^S$. A estimativa em M, no terceiro passo, garante alta eficiência sobre uma distribuição normal dos erros.¹⁵

O teste de Hausman será utilizado para testar a especificação das três equações de regressão quanto ao efeito individual não observável das municipalidades. Em caso de rejeição à hipótese de efeitos aleatórios, os efeitos individuais serão controlados centrando-se cada variável em torno da mediana das (t) observações para cada unidade (i), o que garante robustez ao estimador *within* de efeitos fixos (Bramati e Croux, 2007). Em caso de não rejeição, as equações serão estimadas em *pooling*. Os erros-padrão estimados pelo método MM são robustos à heterocedasticidade e à autocorrelação em painel (Croux, Dhaene e Hoorelbeke, 2003).

4.3 Design amostral

A amostra compreende os anos de 1999 a 2015. Dos 5.570 municípios brasileiros, 952 receberam recursos provenientes de *royalties* petrolíferos nesse período. Em valores reais de *royalties* (deflator Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA), esses municípios receberam cerca de R\$ 92,04 bilhões no período analisado. É importante ressaltar que a receita de *royalties* petrolíferos varia substancialmente entre os municípios beneficiados, em função dos critérios previstos na legislação, os quais permitem a concentração dos recursos. Isso significa dizer que o rateio entre as unidades subnacionais é bastante heterogêneo.

Os dados de despesa com pessoal e a RCL foram obtidos do Siconfi-Finbra. Os dados de *royalties* e participação especial, no período de 1999 a 2015, foram oriundos do sistema Inforoyalties, disponível no *site* da Universidade Cândido Mendes (UCAM).¹⁶ Optou-se por utilizar os dados de *royalties* do sistema Inforoyalties, em detrimento dos valores cadastrados no Siconfi-Finbra, pelo fato de que, no Siconfi-Finbra, os *royalties* só são discriminados em rubrica própria a partir de 2004. Antes disso, são registrados como transferências correntes, sem discriminação de seus valores. Decidiu-se por não adotar as transferências correntes anteriores a 2004 como *proxy* da arrecadação de *royalties*, haja vista que diferentes

15. Diversos estudos utilizam o estimador MM para avaliar diferentes problemáticas, como Foster-McGregor, Isaksson e Kaulich (2015) – efeitos de aprendizagem através de exportação no setor manufatureiro e de serviços em dezenove países da África Subsaariana –; Porrini (2015) – estudo da mudança no nível de risco das empresas, através da medida *beta* de mercado, devido ao anúncio de aquisições feito pelas firmas –; Vu, Alsakka e Gwilym (2015) – efeito da divergência entre as agências de classificação de risco S&P, Moody's e Fitch no *rating* dos títulos soberanos de um conjunto de 165 países –; Kurov (2010) – efeito das decisões de política monetária nas expectativas dos investidores –; e Finger (2010) – remoção da tendência de séries de tempo de produção agrícola.

16. Disponível em: <http://www.inforoyalties.ucam-campos.br/>. Acesso em: jan. 2013.

fontes de receitas são registradas nessa rubrica, inclusive os *royalties* de mineração. Ademais, há uma diferença entre as informações de *royalties* disponibilizadas no Siconfi-Finbra e no sistema Inforoyalties: este último não registra os valores referentes aos repasses estaduais de *royalties* para as municipalidades, o que subestima os montantes arrecadados pelos entes municipais.

A amostra deste estudo foi estruturada com base em indicadores que expressam a dependência municipal em relação às receitas de *royalties*. O primeiro indicador utilizado, chamado RRL, é dado pela razão entre a soma dos *royalties* e participações especiais (PE) recebidas pelo município (i) em determinado ano (t) e a sua RCL. O segundo indicador, chamado RPC, é igual aos *royalties* e participações especiais *per capita*. O indicador RRL expressa o peso das receitas de *royalties* em relação à RCL. Por sua vez, os valores de *royalties per capita* podem revelar a capacidade do ente para realizar ações de políticas públicas com esse tipo de recurso.

$$RRL_i = \frac{(\text{Royalties} + \text{PE})_{i,t}}{\text{Receita Corrente Líquida}_{i,t}} \quad (11)$$

$$RPC_i = \frac{(\text{Royalties} + \text{PE})_{i,t}}{\text{População}_{i,t}} \quad (12)$$

Admitimos a hipótese de que há tendência de clusterização entre os 952 municípios da amostra quanto ao peso dos *royalties* sobre a RCL e quanto ao volume *per capita* dos recursos petrolíferos.¹⁷ A estratégia para a identificação de padrões de clusterização, decisão sobre a quantidade distinta de *clusters* via informação hierárquica e partição final de k grupos, segue o proposto por Banerjee e Dave (2004), Everitt *et al.* (2011), Kaufman e Rousseeuw (2005) e Duda, Hart e Stork (2001).

- 1) Validação da tendência de clusterização nos dados via estatística Hopkins.
- 2) Algoritmo de clusterização hierárquica com método de ligação por média (*average linkage*) e métrica de distância Gower.
- 3) Teste do número distinto de *clusters* por meio do índice de Duda-Hart.
- 4) Construção de k grupos de acordo com o resultado do índice de Duda-Hart. O método de partição utilizado será o de k -medianas com distância Gower.
- 5) Validação do número de k grupos com o índice de Calinski–Harabasz.

Os valores médios anuais de RPC e RRL de cada município foram as variáveis selecionadas para identificar possíveis aglomerações nos dados. A tabela 1 apresenta

17. Há algumas dificuldades metodológicas para a determinação da RCL dos municípios, a exemplo das duplicidades encontradas no orçamento das municipalidades, que alteram suas rubricas no período de 1999 a 2015. Nesse sentido, optou-se por calcular a RCL da municipalidade deduzindo-se apenas a contribuição dos servidores para o custeio do seu sistema de previdência e assistência social, bem como as receitas provenientes da compensação financeira citada no § 9º do art. 201 da CF/1988. Ou seja, as duplicidades não foram deduzidas. Por esse motivo, a RCL, no escopo deste trabalho, é superestimada, fazendo com que os indicadores de RRL, PDP 1 e PDP 2 sejam subestimados.

a estatística descritiva dos dois indicadores para todas as unidades municipais. O apêndice B contém mais detalhes sobre a metodologia de clusterização adotada.

TABELA 1
Estatística descritiva dos indicadores de dependência

Indicador	N	Média	Mediana	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
RPC médio anual	952	134,649	2,907	590,252	≈ 0	9935,176
RRL médio anual	952	0,030	0,0016	0,076	≈ 0	0,603

Elaboração dos autores.

Obs.: Para cada um dos 952 municípios, foram calculados o RPC e o RRL médios anuais entre 1999 e 2015.

A construção dos quatro grupos foi realizada com o uso do algoritmo de *k*-mediana (semente 1234) e métrica de dissimilaridade Gower (Everitt *et al.*, 2011). A tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das quatro partições finais. Supõe-se que os municípios pertencentes a cada grupo dependam dos *royalties* petrolíferos de forma mais homogênea do que os municípios dos grupos vizinhos. A dependência dos *royalties* decresce de forma monotônica do grupo 1 ao grupo 4.

TABELA 2
Estatística descritiva dos grupos de dependência

Estatística	Grupo 1		Grupo 2		Grupo 3		Grupo 4	
	RPC	RRL	RPC	RRL	RPC	RRL	RPC	RRL
N	28	28	90	90	131	131	703	703
Média	2.602,97	0,3818	443,65	0,1344	94,07	0,0337	4,33	0,0019
Mediana	1.925,18	0,3399	385,46	0,1284	67,85	0,0264	1,1515	0,0006
Desvio-padrão	2.218,33	0,1249	265,32	0,0375	79,43	0,0181	6,90	0,0026
Mínimo	707,56	0,2187	113,49	0,0682	16,55	0,0132	≈ 0	≈ 0
Máximo	9.935,17	0,6033	1528,07	0,2272	656,06	0,0810	44,75	0,0133

Elaboração dos autores.

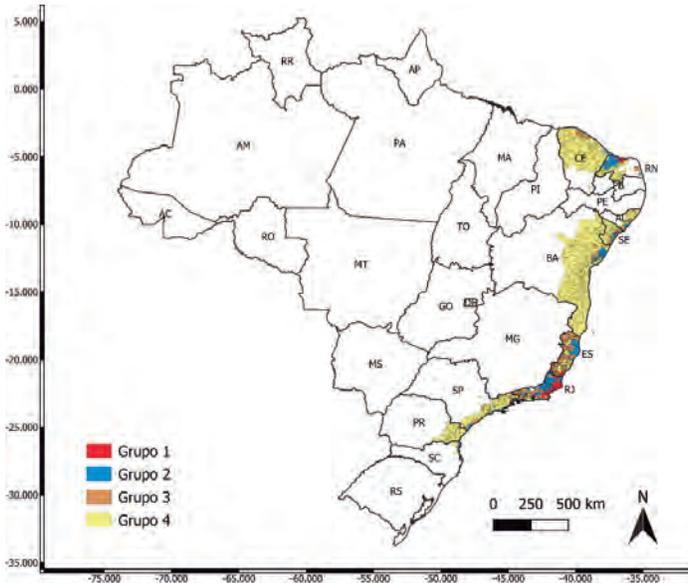
5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

5.1 Análise exploratória

O mapa 1 e a tabela 3 exibem a localização espacial dos municípios nos quatro grupos de dependência. Os 952 municípios distribuem-se por dez estados brasileiros. A maior parte dos municípios é baiana, totalizando 269 municípios, vindo em seguida cearenses, paulistas, potiguares, fluminenses, capixabas, sergipanos, paraenses, alagoanos e catarinenses.

MAPA 1

Distribuição espacial dos municípios por grupos de dependência



Elaboração dos autores.

Obs.: A figura não pôde ser padronizada e revisada em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

O grupo 1 é formado, em sua maioria, pelos municípios fluminenses (RJ) e potiguares (RN). Em relação ao grupo 2, é destacada ainda a presença dos municípios do Rio de Janeiro, seguidos dos potiguares (RN). O grupo 3 está concentrado em 58 municípios capixabas e 33 fluminenses. No grupo 4, a maioria é baiana e cearense.

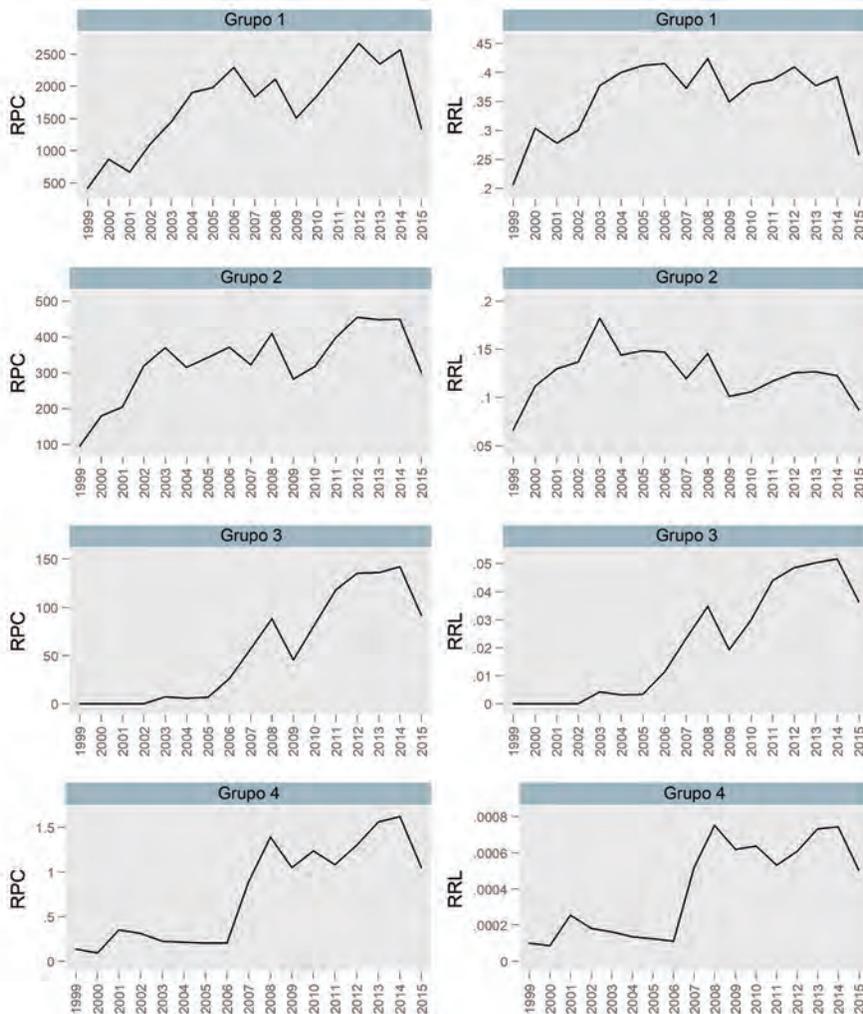
TABELA 3

Composição dos grupos de dependência

Grupos/estados	AL	BA	CE	ES	PR	RJ	RN	SC	SE	SP	Total
Grupo 1	0	1	0	2	0	12	8	0	4	1	28
Grupo 2	3	11	1	6	0	39	12	3	9	6	90
Grupo 3	7	8	8	58	1	33	3	2	8	3	131
Grupo 4	42	249	129	12	37	3	78	6	54	93	703
Total	52	269	138	78	38	87	101	11	75	103	952

Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2
Evolução da mediana municipal dos indicadores RPC e RRL



Elaboração dos autores.

Obs.: A figura não pôde ser padronizada e revisada em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

O grupo 1 arrecadou a maior parte das receitas de *royalties* entre 1999 e 2015, totalizando cerca de R\$ 58,81 bilhões em valores reais, ou 63,90% do total arrecadado. O grupo 2 ocupa o segundo lugar, com uma participação de 20,50% do total de *royalties* petrolíferos, que equivalem a aproximadamente R\$ 18,87 bilhões. No que diz respeito aos grupos 3 e 4, estes possuem uma pequena fatia de participação, com 11,55% e 4,05%, respectivamente. Juntos, equivalem a cerca de R\$ 14,35 bilhões.

Como se observa no gráfico 2, a mediana anual dos *royalties per capita* do grupo 1 elevou-se no período, com exceção de 2007, 2009 e 2015. As maiores reduções estiveram associadas aos processos de queda da produção de petróleo. Em 2009, sucedeu a crise financeira internacional do *subprime*. Em 2015, ocorreu a crise brasileira. Em todos os grupos, houve uma queda considerável no valor dos *royalties per capita*, como reflexo da redução na produção de petróleo em 2009 e 2015. Entre os grupos, destaca-se o alto valor mediano do RPC no grupo 1.

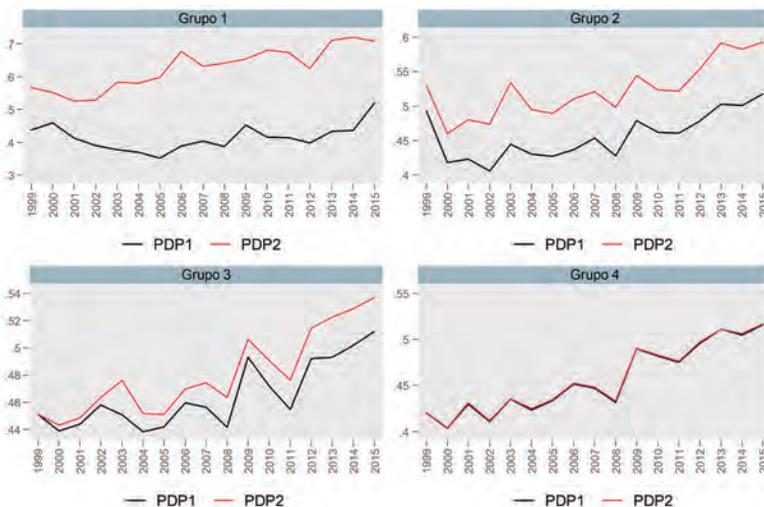
Pela ótica da importância dos *royalties* na RCL dos municípios, verifica-se que o indicador RRL apresenta o nível mais elevado para os grupos 1 e 2. O RRL, além de ser formado por *royalties* (que é função do ritmo de produção e do preço da *commodity* no mercado internacional, entre outras variáveis), é função também da capacidade do município para gerar outras receitas.

Com relação às despesas com funcionalismo (gráfico 3), há uma trajetória de expansão do indicador PDP 1 nos grupos, o que indica que as despesas com pessoal se elevaram em proporção à RCL. Ao se considerar uma situação de não contabilização dos *royalties* no valor da RCL, verifica-se que apenas o grupo 4 manteve o mesmo nível do peso de gastos com pessoal.

Entretanto, os indicadores de PDP 1 e de PDP 2 nos municípios dos grupos 1, 2 e 3, sobretudo nos grupos 1 e 2, apresentam uma perceptível diferença nos seus níveis, o que ilustra a situação de que o esgotamento dos *royalties* pode elevar o padrão dos gastos com pessoal em proporção à RCL, enquadrando os municípios na faixa de alerta da LRF.

GRÁFICO 3

Evolução da mediana municipal dos indicadores de despesa com pessoal



Elaboração dos autores.

Obs.: A figura não pôde ser padronizada e revisada em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

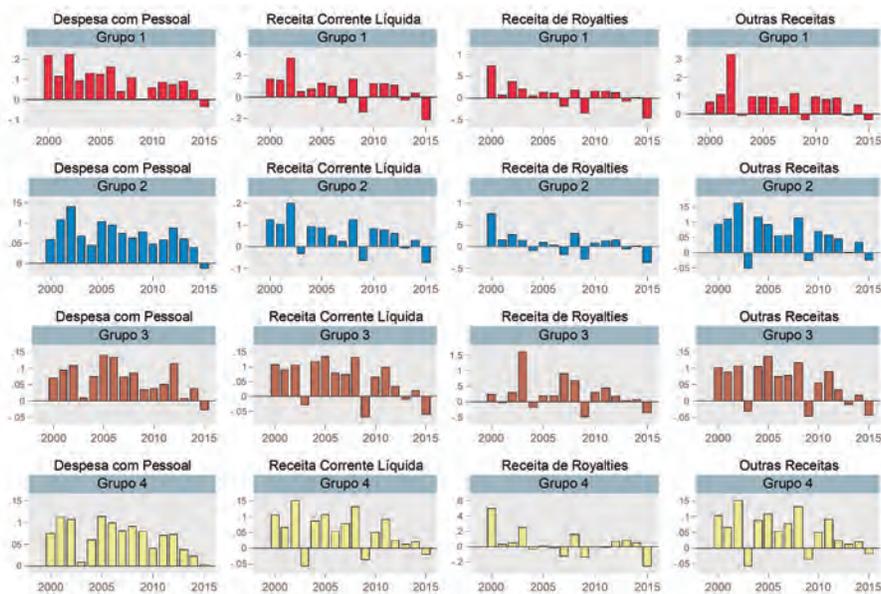
O gráfico 4 traz as taxas médias de crescimento da despesa com pessoal, da RCL, das receitas de *royalties* e das outras receitas. O crescimento dos indicadores PDP 1 e PDP 2 depende de como se comportam essas taxas. A despesa com pessoal cresceu continuamente ao longo do período analisado, com exceção de 2015, nos grupos 1, 2 e 3. É possível observar um padrão de crescimento negativo das receitas – em todos os grupos – em 2009 e em 2015.

Considerando-se o caráter finito dos *royalties*, a hipótese de esgotamento desses recursos nas municipalidades fundamenta a ideia de que não podem ser utilizados para custear os gastos com pessoal. Seu direcionamento, direta ou indiretamente, na folha de pagamento traz sérios riscos ao equilíbrio financeiro das municipalidades beneficiadas, pois as despesas com pessoal são intrinsecamente rígidas, e as receitas de *royalties* são temporárias.

A tabela 4 aponta para essa problemática, visto que muitos municípios do grupo 1, que detêm cerca de 63,90% da arrecadação total de *royalties*, podem apresentar sérias dificuldades em atender à LRF caso os recursos de *royalties* se esgotem. Na medida em que esses recursos elevam a RCL, o gasto com pessoal dos municípios do grupo 1 respeita a LRF, mantendo-se abaixo do limite de alerta. Se não computássemos os *royalties* na RCL do grupo 1, um dos municípios passaria, na média, a ocupar a faixa do limite de alerta, três estariam na faixa do limite prudencial e dezenove excederiam o limite máximo de gastos com pessoal. A situação também é preocupante para o grupo 2: a maioria dos municípios respeita a LRF, mantendo-se abaixo do limite de alerta; porém, a eliminação dos *royalties* do cômputo da RCL levaria dezoito municípios a ocupar a faixa do limite de alerta, treze municípios estariam na faixa do limite prudencial, e sete municípios excederiam o limite máximo estabelecido pela LRF.

GRÁFICO 4

Taxa de crescimento médio municipal da despesa com pessoal, RCL, receita de royalties e outras receitas



Elaboração dos autores.

Obs.: A figura não pôde ser padronizada e revisada em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

TABELA 4

Número de municípios enquadrados nos critérios da LRF segundo os indicadores médios anuais de PDP 1 e PDP 2

Critérios da LRF	Grupo 1		Grupo 2		Grupo 3		Grupo 4	
	PDP 1	PDP 2						
RCL > 60%	0	19	0	7	1	1	11	12
57% < RCL < 60%	0	3	2	13	0	2	12	12
54% < RCL < 57%	0	1	1	18	2	15	22	24
RCL < 54%	28	5	87	52	128	113	658	655

Elaboração dos autores.

5.2 Resultados e discussão

Inicialmente são apresentados, na tabela 5, o teste de especificação de Hausman, o teste de Greene para heterocedasticidade e o teste de Wooldridge para autocorrelação de primeira ordem em painel para as equações (5), (6) e (7). O teste de Hausman indica que as estimativas do modelo de efeitos aleatórios não são adequadas.

Os testes de Greene e de Wooldridge indicam a presença de heterocedasticidade e autocorrelação na estrutura dos distúrbios. A estatística descritiva das variáveis em nível, por grupo, encontra-se no apêndice C.

TABELA 5

Teste de especificação de Hausman, teste de Greene para heterocedasticidade e teste de Wooldridge para autocorrelação

Testes e métodos de correção	Despesa Equação (5)	PDP 1 Equação (6)	PDP 2 Equação (7)
Hausman	230,14 (p = 0,000)	125,29 (p = 0,000)	147,32 (p = 0,000)
Greene	40404,09 (p = 0,000)	27324,02 (p = 0,000)	31048,01 (p = 0,000)
Wooldridge	572,57 (p = 0,000)	155,42(p = 0,000)	164,82 (p = 0,000)

Elaboração dos autores.

Os coeficientes dos quatro grupos foram estimados em conjunto, em cada equação, com o uso de *dummies* de interação. Os efeitos fixos de tempo são comuns a todos os grupos, e suas estimativas, para todos os modelos, encontram-se no apêndice D. Além do estimador MM, os modelos em painel também foram estimados por método de efeitos fixos.

TABELA 6

Estimativas dos parâmetros para o modelo de despesa

Despesa	Grupo 1		Grupo 2		Grupo 3		Grupo 4	
	EF	MM	EF	MM	EF	MM	EF	MM
Roy	0,0900*** (0,021)	0,0755*** (0,011)	0,0168** (0,008)	0,0201*** (0,004)	-0,0017 (0,006)	-0,0016 (0,002)	-0,0025 (0,005)	-0,0114 (0,026)
Trib	0,1354*** (0,045)	0,1504*** (0,019)	0,1605*** (0,025)	0,1690*** (0,011)	0,1900*** (0,035)	0,1266*** (0,009)	0,1011*** (0,011)	0,0752*** (0,004)
Patri	0,0135 (0,011)	0,0131* (0,007)	0,0150** (0,007)	0,0097*** (0,003)	0,0125 (0,011)	0,0182*** (0,004)	0,0212*** (0,003)	0,0147*** (0,001)
FPM	0,0425 (0,037)	0,0948*** (0,020)	0,0002 (0,010)	0,0028 (0,010)	0,1585* (0,095)	0,3504*** (0,024)	0,1579*** (0,046)	0,3760*** (0,012)
Educ	0,0635 (0,043)	0,0119 (0,024)	0,1288*** (0,040)	0,1119*** (0,012)	0,0925*** (0,030)	0,0777*** (0,008)	0,0880*** (0,015)	0,0745*** (0,004)
Sau	0,0419 (0,044)	0,0436*** (0,017)	0,0190 (0,012)	0,0171** (0,007)	0,0404*** (0,013)	0,0172*** (0,006)	0,0500*** (0,011)	0,0277*** (0,003)
VAB	0,0703 (0,051)	0,0999*** (0,021)	0,0705** (0,033)	0,0867*** (0,014)	0,0700 (0,054)	0,0987*** (0,015)	0,2967*** (0,031)	0,2625*** (0,009)

Elaboração dos autores.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses; *** coeficiente significativo a 1%; ** coeficiente significativo a 5%; e * coeficiente significativo a 10%.

Na tabela 6, as estimativas via MM para o modelo das despesas com pessoal mostram que quase todas as receitas foram significativas e com sinal positivo. No que se refere às receitas de *royalties*, os resultados nos grupos 1 e 2 dão suporte à tese de que o ingresso de *royalties* petrolíferos estimulou positivamente a despesa com pessoal, o que contesta o princípio do não uso das rendas petrolíferas para cobrir despesas com funcionalismo público municipal. Os grupos 3 e 4 apresentaram coeficientes não significativos. Como as estimativas das elasticidades-*royalties* da despesa com pessoal dos grupos 1 e 2 foram significativamente menores do que suas RRLs (tabela 2), espera-se que o efeito dos *royalties* seja negativo nos indicadores da LRF desses grupos.

Na situação atual, os *royalties* petrolíferos, mesmo constituindo-se em uma receita de natureza temporária, são computados na RCL dos municípios, o que amplia os limites para fins de cálculo dos gastos com pessoal na LRF. A tabela 7 apresenta as estimativas do modelo para o indicador da LRF (PDP 1). Os resultados, para todos os grupos, apontam para uma relação negativa e significativa entre *royalties* e PDP 1 via estimador MM. O foco está nos municípios dos grupos 1 e 2, que comportam 84,40% das receitas de *royalties*, isto é, R\$ 77,68 bilhões arrecadados entre 1999 e 2015. No grupo 1, estima-se que um incremento de 1% nos *royalties per capita* permita uma redução de aproximadamente 0,027 ponto percentual (p.p.) no indicador da LRF.

Os resultados apontam para a expectativa de redução na proporção dos gastos com pessoal diante do aumento do ingresso de *royalties*. Conforme o esperado na hipótese deste trabalho, o ingresso de *royalties* petrolíferos acaba contribuindo para reduzir o indicador da LRF. Isso não equivale a dizer que os gestores não estariam empregando os recursos para elevar as despesas com pessoal, conforme os resultados da tabela 6, *coeteris paribus*.

Por um lado, o sinal da variação do indicador PDP 1 para qualquer receita depende da diferença entre a elasticidade-receita da despesa com pessoal e o peso dessa fonte de recurso na RCL. Pode-se inferir que as covariáveis que apresentam coeficientes significativos e positivos no modelo PDP 1 foram destinadas à ampliação dos gastos com pessoal, em magnitude suficiente para elevar o peso dessa despesa em relação à RCL (por exemplo, as receitas de tributos no grupo 2 ou de saúde no grupo 1), o que pode elevar ainda mais o risco de enquadramento na LRF.

Por outro lado, os coeficientes com sinal negativo encontrados para as demais variáveis de controle refletem que o volume dessas receitas não influenciou o gasto médio com pessoal de forma suficiente para ampliar o indicador da LRF nos grupos. Em termos da alocação dessas receitas para pagamento de funcionalismo, os resultados evidenciam uma redução do risco de enquadramento na LRF, ainda que aqui não se discuta o mérito do uso dessas outras receitas para pagamento de pessoal.

TABELA 7
Estimativas dos parâmetros para o modelo PDP 1

PDP 1	Grupo 1		Grupo 2		Grupo 3		Grupo 4	
	EF	MM	EF	MM	EF	MM	EF	MM
Roy	-0,0093 (0,012)	-0,0268*** (0,005)	-0,0132*** (0,003)	-0,0124*** (0,001)	-0,0105*** (0,003)	-0,0067*** (0,001)	-0,0031* (0,002)	-0,0055*** (0,001)
Trib	-0,0265 (0,029)	0,0056 (0,008)	0,0090 (0,008)	0,0167*** (0,004)	-0,0074 (0,008)	-0,0074** (0,004)	-0,0062 (0,004)	-0,0017 (0,001)
Patri	-0,0154*** (0,006)	-0,0146*** (0,003)	-0,0038 (0,003)	-0,0042*** (0,001)	0,0001 (0,003)	-0,0002 (0,001)	0,0030** (0,001)	0,0017*** (0,001)
FPM	-0,0240 (0,027)	0,0101 (0,008)	-0,0100 (0,009)	-0,0109** (0,004)	0,0028 (0,007)	0,0017 (0,005)	-0,0214* (0,011)	-0,0138*** (0,003)
Educ	0,0175 (0,017)	0,0049 (0,009)	0,0085 (0,011)	0,0098** (0,005)	0,0058 (0,006)	0,0072** (0,003)	-0,0113*** (0,004)	-0,0051*** (0,002)
Sau	-0,0034 (0,044)	0,0256*** (0,007)	-0,0119*** (0,005)	-0,0102*** (0,003)	-0,0047 (0,005)	-0,0084*** (0,002)	-0,0033 (0,003)	-0,0033*** (0,001)
VAB	0,0465* (0,024)	0,0400*** (0,008)	0,0255*** (0,008)	0,0292*** (0,006)	0,0218* (0,013)	0,0205*** (0,006)	0,0358*** (0,011)	0,0371*** (0,003)

Elaboração dos autores.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses; *** coeficiente significativo a 1%; ** coeficiente significativo a 5%; e * coeficiente significativo a 10%.

Outro resultado importante está na *dummy* que representa o período imediatamente anterior à implantação da LRF (ano 2000), que apresenta sinal negativo. Isso vai ao encontro da proposição de que, antes da imposição do limite de 60%, os municípios beneficiados por *royalties* apresentavam um menor nível no peso dos gastos com pessoal, a exemplo do que apontam Menezes (2005), Fioravante, Pinheiro e Vieira (2006) e Chiezza, Araújo e Silva Junior (2009).

Os resultados dos efeitos fixos temporais do modelo PDP 1 mostram o padrão de crescimento no indicador da LRF em 2003 e entre 2006 e 2015, controlando-se para as demais receitas e o VAB. É importante destacar que a crise financeira do *subprime* (ano de 2009) contribuiu de forma significativa para elevar o nível médio da proporção de despesa com pessoal nos anos seguintes, conforme resultados no apêndice D. Por serem obrigatórias e de caráter continuado, as despesas com pessoal dificilmente se reduzem no curto prazo, mesmo em uma situação de baixo nível de atividade econômica ou baixa arrecadação governamental, como foram os casos da crise financeira do *subprime* e da crise fiscal brasileira iniciada em 2015.

A hipótese de que os recursos petrolíferos podem estimular os gastos com pessoal, via redução do parâmetro medido pela LRF, foi também testada por meio de um indicador alternativo, em que os recursos petrolíferos são deduzidos

da RCL. A tabela 8 traz os resultados das estimativas do modelo PDP 2. Os resultados estão de acordo com os sinais obtidos para a elasticidade-*royalties* da despesa com pessoal (modelo de despesa): um maior volume de *royalties* afeta positivamente o indicador PDP 2 nos grupos 1 e 2 (no grupo 1, elevação de aproximadamente 0,028 p.p. para cada incremento de 1% nos *royalties per capita*). Nos grupos 3 e 4, os resultados foram não significativos, como esperado. Esses resultados contrariam parte das conclusões de Carnicelli e Postali (2014), uma vez que os municípios cariocas, que formam a maior parte dos municípios dos grupos 1 e 2, ampliaram os gastos com pessoal por meio do ingresso de *royalties* no período de referência.

Há, portanto, evidências de que os *royalties* petrolíferos foram utilizados para expandir os gastos com pessoal e serviram como instrumento dos gestores municipais para controlar o indicador da LRF, ainda que a receita seja de caráter temporário, devido ao recurso natural exaurível subjacente. Assim, rejeita-se a hipótese de que a tomada de decisão dos governos municipais quanto à magnitude da expansão dos gastos não tenha sido influenciada pelo fato de os *royalties* petrolíferos constituírem elemento de composição da RCL e conseqüentemente do índice que é monitorado pela LRF.

TABELA 8
Estimativas dos parâmetros para o modelo PDP 2

PDP 2	Grupo 1		Grupo 2		Grupo 3		Grupo 4	
	EF	MM	EF	MM	EF	MM	EF	MM
Roy	0,1074 (0,134)	0,0278*** (0,005)	0,0134*** (0,004)	0,0111*** (0,002)	0,0004 (0,005)	0,0013 (0,001)	0,0017 (0,003)	-0,0041 (0,005)
Trib	0,3193 (0,586)	-0,0386*** (0,010)	0,0122 (0,017)	0,0079* (0,004)	-0,0025 (0,012)	-0,0112*** (0,004)	0,0019 (0,011)	-0,0015 (0,002)
Patri	0,5055 (0,598)	-0,0189*** (0,004)	-0,0021 (0,004)	-0,0018 (0,001)	0,0019 (0,004)	-0,0013 (0,002)	0,0035** (0,002)	-0,0016*** (0,001)
FPM	0,0903 (0,187)	0,0436*** (0,008)	-0,0108 (0,013)	-0,0589*** (0,007)	0,0279 (0,027)	0,0029 (0,005)	-0,0027 (0,021)	-0,0136*** (0,003)
Educ	-1,4537 (1,665)	-0,0085 (0,011)	0,0269 (0,034)	0,0052 (0,005)	0,0193 (0,019)	0,0035 (0,003)	0,0100 (0,023)	-0,0052*** (0,002)
Sau	-0,1118 (0,375)	0,0209** (0,008)	-0,0015 (0,015)	-0,0138*** (0,003)	0,0003 (0,009)	-0,0101*** (0,002)	0,0091 (0,013)	-0,0034*** (0,001)
VAB	0,4453 (0,386)	0,0034 (0,008)	0,0180 (0,014)	0,0178*** (0,006)	0,0060 (0,021)	0,0159** (0,006)	0,0505*** (0,018)	0,0363*** (0,004)

Elaboração dos autores.

Notas: Erro-padrão entre parênteses; *** coeficiente significativo a 1%; ** coeficiente significativo a 5%; e * coeficiente significativo a 10%.

A problemática da alocação inadequada dos *royalties* está diretamente relacionada com a insustentabilidade financeira dos entes. Além disso, a qualidade do seu uso possui desdobramentos importantes sobre o desempenho da economia, especialmente quando sua destinação contribui para a elevação dos gastos com pessoal, em detrimento dos investimentos, ou quando os valores dos *royalties* declinam e se esgotam sem que as atividades econômicas do ente tenham sido desenvolvidas e dinamizadas.

A situação dos municípios do Rio de Janeiro (e dos municípios de outros estados) mais beneficiados por *royalties* ilustram bem esse grave problema. A recente crise fiscal brasileira, que reduziu o nível da atividade econômica, somada às operações da Lava Jato, que deflagrou uma crise institucional nos negócios corporativos e operacionais na cadeia produtiva petrolífera, impôs sérias restrições financeiras, acentuando o declínio da arrecadação dos municípios beneficiados. Além de se tratar de uma renda advinda de recurso exaurível, crises que afetam o desempenho da atividade econômica ou as principais empresas extratoras também prejudicam as rendas petrolíferas.

Com o suporte das evidências encontradas, emergem indagações, que estão fora do alcance desta pesquisa, mas que devem ser respondidas por instituições públicas, gestores públicos, privados, comunidade científica e sociedade civil. Como evitar a utilização dos *royalties* em gastos com pessoal? Como as experiências vivenciadas na alocação dos *royalties* podem servir como um “paradigma” para que as reservas de petróleo e gás natural, existentes e futuras, sejam sustentavelmente utilizadas em prol do crescimento econômico virtuoso, de modo a dinamizar a economia e criar condições para que a atividade petrolífera seja substituída adequadamente por outras iniciativas empresariais sustentáveis?

A nova configuração de destinação dos *royalties*, inaugurada pela Lei nº 12.858/2013, a qual determina que 75% dos *royalties* deverão ser destinados à área de educação e que 25% deverão ser atribuídos à área de saúde, apesar de constituir importante avanço, não obriga que os *royalties* oriundos de contratos anteriores de exploração de petróleo e gás natural sejam aplicados nessas áreas. A Lei nº 12.858/2013 altera ainda a Lei nº 7.990/1989, permitindo que os *royalties* sejam aplicados no custeio de despesas com manutenção e desenvolvimento do ensino, especialmente na educação básica pública em tempo integral, inclusive as relativas a pagamento de salários e outras verbas de natureza remuneratória a profissionais do magistério em efetivo exercício na rede pública. Por essa razão, todos devem estar atentos à efetividade do gasto em educação e saúde, tendo em vista a qualidade dos projetos e das iniciativas realizadas a partir dos recursos oriundos dos *royalties* petrolíferos.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo contribui ao utilizar o modelo MM, mais apropriado à base de dados em questão, na qual há considerável heterogeneidade e dados atípicos entre os municípios. Outra contribuição importante da pesquisa está na construção do indicador do peso das despesas com pessoal, que usa a RCL deduzida dos *royalties* petrolíferos (PDP 2). Esse indicador mostra o comportamento das despesas com pessoal, em relação às receitas obtidas pelos respectivos municípios, sem se considerarem as receitas temporárias dos *royalties*. O indicador fornece uma medida mais efetiva do comportamento das despesas com pessoal em relação às receitas não transitórias dos municípios, possibilitando verificar se os *royalties* foram direcionados para as despesas com pessoal.

Em síntese, há evidências razoáveis de que houve alocação inadequada dos *royalties* petrolíferos para pagamento do quadro de pessoal. Primeiramente, com relação ao modelo do logaritmo das despesas com pessoal, infere-se que essas despesas se expandem com a entrada dos *royalties* na grande maioria dos municípios analisados (à exceção dos grupos 3 e 4). Quando se considerou o indicador da LRF (PDP 1), constatou-se uma relação não positiva entre o indicador e as receitas de *royalties* em todos os grupos. Pelas razões explicitadas na metodologia, uma análise unicamente baseada no PDP 1 pode levar a uma conclusão equivocada sobre a gestão dos recursos petrolíferos. Na continuidade da investigação, ao se excluírem os *royalties* da RCL (PDP 2), constatou-se que a proporção das despesas com pessoal dos municípios dos grupos 1 e 2 estava, na realidade, expandindo-se com o aumento dos *royalties* petrolíferos.

Essa é uma evidência de que as receitas temporárias de *royalties* foram utilizadas como mecanismo de criação de despesas com pessoal obrigatórias de caráter continuado, o que é um procedimento inadequado, sobretudo quando se consideram os princípios teóricos e o espírito da legislação que rege a aplicação dos *royalties*. Além disso, esse tipo de destinação pode gerar uma série de implicações para as finanças públicas municipais, sobretudo o risco de insolvência quando esses recursos se esgotarem. É o caso, por exemplo, da crise fiscal que atingiu o Brasil a partir de 2015, quando diversos municípios petrolíferos experimentaram uma redução significativa na arrecadação de *royalties*, criando-se uma série de dificuldades financeiras, sobretudo a falta de receitas suficientes para o pagamento do quadro de pessoal no funcionalismo público.

Os resultados apontam para a necessidade de maior controle dos tribunais de contas sobre a aplicação dos *royalties* petrolíferos nos municípios beneficiados, inclusive com a possibilidade de modificação do indicador tomado como referência para os limites delimitados pela LRF, tornando-se mais restritos os critérios relativos ao cálculo dos limites de gastos com pessoal.

REFERÊNCIAS

- BANERJEE, A.; DAVE, R. N. Validating clusters using the Hopkins statistic. *In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON FUZZY SYSTEMS*, 2004, Budapest. **Anais...** Budapeste: IEEE, 2004.
- BECKMANN, M. J. A note on the optimal rate of resource exhaustion. **The Review of Economic Studies**, v. 41, n. 5, p. 121-122, dez. 1974.
- BECKMANN, M. J. The limits to growth in a neoclassical world. **The American Economic Review**, v. 65, n. 4, p. 695-699, set. 1975.
- BRAMATI, M. C.; CROUX, C. Robust estimators for the fixed effects panel data model. **Econometrics Journal**, v. 10, n. 3, p. 521-540, 2007.
- BRASIL. Lei nº 4.320, de 17 de março de 1964. Estatui normas gerais de direito financeiro para elaboração e controle dos orçamentos e balanços da União, dos estados, dos municípios e do Distrito Federal. **Diário Oficial da União**, Brasília, 18 mar. 1964.
- BRASIL. Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000. Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 5 maio 2000.
- BRASIL. **Manual de demonstrativos fiscais**: aplicado à União e aos estados, Distrito Federal e municípios. Brasília: STN, 2012.
- BREGMAN, D. **Formação, distribuição e aplicação de royalties de recursos naturais**: o caso do petróleo no Brasil. 2007. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2007.
- BURBIDGE, J. B.; MAGEE, L.; ROBB, A. L. Alternative transformations to handle extreme values of the dependent variable. **Journal of the American Statistical Association**, v. 83, n. 401, p. 123-127, mar. 1988.
- CARNICELLI, L.; POSTALI, F. A. S. *Royalties* do petróleo e emprego público nos municípios brasileiros. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 44, n. 3, p. 469-495, jul.-set. 2014.
- CHIEZA, R. A.; ARAÚJO, J. P. de; SILVA JUNIOR, G. E. Impactos da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre os componentes da despesa dos municípios gaúchos: uma análise empírica. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 30, p. 363-390, out. 2009.
- CROUX, C.; DHAENE, G.; HOORELBEKE, D. **Robust standard errors for robust estimators**. Lovaina: Katholiek Universiteit Leuven, dez. 2003. (Discussion Paper, n. 03.16).

DALMONECH, L. F.; TEIXEIRA, A.; SANT'ANNA, J. M. B. O impacto *ex post* da Lei de Responsabilidade Fiscal nº 101/2000 nas finanças dos estados brasileiros. **Revista de Administração Pública**, Rio de Janeiro, v. 45, n. 4, p. 1173-1196, jul.-ago. 2011.

DASGUPTA, P.; HEAL, P. The optimal depletion of exhaustible resources. **The Review of Economic Studies**, v. 41, p. 3-28, 1974.

DAVIS, G. A.; TILTON, J. E. The resource curse. **Natural Resources Forum**, v. 29, n. 3, p. 233-242, ago. 2005.

DIAS, F. A. C. **O controle institucional das despesas com pessoal**. Brasília: Senado Federal, fev. 2009. (Textos para Discussão, n. 54).

DUDA, R. O.; HART, P. E.; STORK, D. G. (Ed.). **Pattern classification**. 2. ed. Nova York: Wiley, 2011.

EVERITT, B. S. *et al.* (Ed.). **Cluster analysis**. 5. ed. Chichester: Wiley, 2011.

FINGER, R. Revisiting the evaluation of robust regression techniques for crop yield data detrending. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 92, n. 1, p. 205-211, jan. 2010.

FIORAVANTE, D. G.; PINHEIRO, M. M. S.; VIEIRA, R. da S. **Lei de Responsabilidade Fiscal e finanças públicas municipais: impactos sobre despesas com pessoal e endividamento**. Brasília: Ipea, out. 2006. (Texto para Discussão, n. 1223).

FOSTER-MCGREGOR, N.; ISAKSSON, A.; KAULICH, F. Learning-by-exporting versus self-selection: new evidence for 19 Sub-Saharan African countries. **Economics Letters**, v. 125, n. 2, p. 212-214, nov. 2014.

GADELHA, S. R. de B. **Análise dos impactos da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre a despesa de pessoal e a receita tributária nos municípios brasileiros: um estudo com modelo probit aplicado a dados em painel**. Brasília: Tesouro Nacional, 2012. (Texto para Discussão, n. 3).

GIUBERTI, A. C. Lei de responsabilidade fiscal: efeitos sobre o gasto com pessoal dos municípios brasileiros. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal, Rio Grande do Norte. **Anais...** Natal: Anpec, 2005.

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

HOTELLING, H. The economics of exhaustible resources. **Journal of Political Economy**, v. 39, n. 2, p. 137-175, 1931. Disponível em: <https://doi.org/10.1086/254195>.

HUBER, P. J. Robust estimation of a location parameter. **Annals of Mathematical Statistics**, v. 35, n. 1, p. 73-101, mar. 1964.

KAUFMAN, L.; ROUSSEEUW, P. J. (Ed.). **Finding groups in data: an introduction to cluster analysis**. Nova York: Wiley, 2005.

KUROV, A. Investor sentiment and the stock market's reaction to monetary policy. **Journal of Banking & Finance**, v. 34, n. 1, p. 139-149, jan. 2010.

MENEZES, R. T. **Impactos da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre os componentes de despesa dos municípios brasileiros**. 2005. 64 f. Monografia (Especialização) – Escola de Administração Fazendária, Brasília, 2005.

OKUGUCHI, K. Technical progress, population growth and intergenerational equity in a model with many exhaustible and renewable resources. **Economics Letters**, v. 3, n. 1, p. 57-60, 1979.

PORRINI, P. Can acquisitions change firms? **The Journal of High Technology Management Research**, v. 26, n. 2, p. 149-167, 2015.

RAWLS, J. (Ed.). **A theory of justice**. Oxford: Clarendon Press, 1972.

ROUSSEEUW, P. J.; LEROY, A. M. (Ed.). **Robust regression and outlier detection**. Nova York: John Wiley and Sons, 1987.

ROUSSEEUW, P. J.; YOHAI, V. J. Robust regression by means of S-estimators. *In*: FRANKE, J.; HÄRDLE, W.; MARTIN, R. D. (Ed.). **Robust and nonlinear time series analysis**. Nova York: Springer, 1984. p. 256-276.

SAKURAI, S. N. Ciclos políticos nas funções orçamentárias dos municípios brasileiros: uma análise para o período 1990-2005 via dados em painel. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 39, n. 1, p. 39-58, jan.-mar. 2009.

SANTOLIN, R.; JAYME JUNIOR, F. G.; REIS, J. C. dos. Lei de Responsabilidade Fiscal e implicações na despesa de pessoal e de investimento nos municípios mineiros: um estudo com dados em painel dinâmico. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 39, n. 4, p. 895-923, out.-dez. 2009.

SANTOS, S. R. T. dos; ALVES, T. W. O impacto da Lei de Responsabilidade Fiscal no desempenho financeiro e na execução orçamentária dos municípios no Rio Grande do Sul de 1997 a 2004. **Revista de Administração Pública**, Rio de Janeiro, v. 45, n. 1, p. 181-208, jan.-fev. 2011.

SOLOW, R. M. **Intergenerational equity and exhaustible resources**. Massachusetts: MIT, fev. 1973. (MIT Discussion Paper, n. 103).

SOLOW, R. M.; WAN, F. Y. Extraction costs in the theory of exhaustible resources. **The Bell Journal of Economics**, v. 7, n. 2, p. 359-370, 1976.

VERARDI, V.; CROUX, C. Robust regression in stata. **The Stata Journal**, v. 9, n. 3, p. 439-453, 2009.

VU, H.; ALSAKKA, R.; GWILYM, O. The credit signals that matter most for sovereign bond spreads with split rating. **Journal of International Money and Finance**, v. 53, p. 174-191, maio 2015.

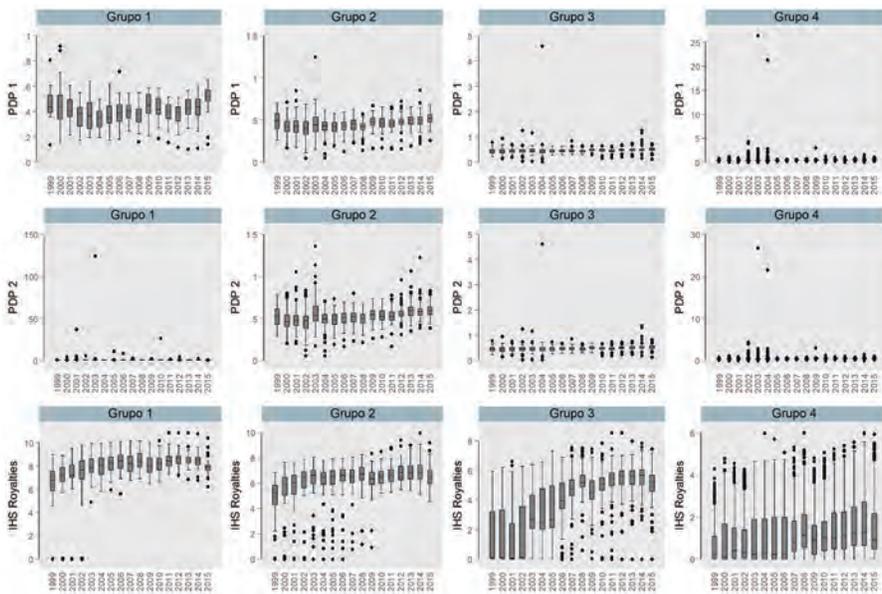
YOHAI, V. J. High breakdown-point and high efficiency robust estimates for regression. **The Annals of Statistics**, v. 15, n. 2, p. 642-656, jun. 1987.

APÊNDICE A

O gráfico A.1 contém o *boxplot* dos indicadores PDP 1 e PDP 2 e do seno hiperbólico inverso (*inverse hyperbolic sine* – IHS) dos royalties recebidos. No *boxplot* do indicador PDP 1, destaca-se o *outlier* no grupo 4, com valor de 26,35. Trata-se da observação do ano de 2003 para o município de São Vicente, no Rio Grande do Norte. Em 2002, o município registrou uma despesa real com pessoal de R\$ 2,36 milhões; e em 2003 o registro no Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro – Finanças do Brasil (Siconfi-Finbra) acusou um gasto real com pessoal de R\$ 173,76 milhões. Como a receita corrente líquida (RCL) apresentou uma queda real de -1,54% entre 2002 e 2003 nesse município, o valor do indicador PDP 1 acaba tornando-se discrepante. O mesmo município apresenta outro valor discrepante no ano seguinte, em 2004, quando a despesa real registrada com pagamento de pessoal foi de R\$ 155,86 milhões, e o PDP 1 atingiu 21,27. Em 2005, a despesa real com pessoal caiu para R\$ 2,46 milhões e voltou ao seu patamar médio. Esse é um exemplo, entre outros, que se observa nos dados do Siconfi-Finbra, o que levanta a hipótese de erros de medida.

GRÁFICO A.1

Boxplot dos indicadores de despesa com pessoal e royalties



Elaboração dos autores.

Obs.: A figura não pôde ser padronizada e revisada em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

O indicador PDP 2 apresenta *outliers* bastante extremos. O ponto de maior valor de PDP 2 encontra-se no grupo 1, com destaque para a observação de valor

124,12, referente ao ano de 2003 do município de Quissamã, estado do Rio de Janeiro. Em 2003, Quissamã apresentou uma RCL real de R\$ 149,28 milhões e uma receita real de *royalties* de R\$ 148,57 milhões. Em consequência, com a exclusão dos *royalties*, a RCL real caiu para apenas R\$ 712,13 mil. Como os gastos com pessoal elevaram-se de R\$ 75,17 milhões em 2002 para R\$ 88,39 milhões em 2003 (crescimento real de 17,59%), o indicador PDP 2 acaba tornando-se tão discrepante para esse município (em 2001, ocorre situação semelhante em Quissamã, e o PDP 2 atinge 36,86).

Hoaglin, Iglewicz e Tukey (1986) realizaram simulações Monte Carlo no intuito de se identificar a proporção esperada de *outliers* em amostras de diferentes tamanhos extraídas de uma população normal. Em amostras de tamanho 300, espera-se que 0,75% das observações sejam *outliers* suaves e que 0,001% delas sejam *outliers* severos. Para grandes amostras, espera-se que 0,70% das observações sejam *outliers* suaves e que 0,0002% delas sejam *outliers* severos.¹⁸

A tabela A.1 informa a quantidade de *outliers* suaves e severos existentes nos grupos, a proporção dessas observações em relação ao total de cada subamostra e a distância interquartil. Exceto para o IHS dos *royalties* no grupo 3, a quantidade de *outliers* suaves e severos, em todos os grupos, supera fortemente o total esperado em uma amostra normalmente distribuída. O caso mais extremo são as observações do logaritmo de *royalties* do grupo 1, em que 16,2% do total do grupo foi identificado como *outliers* severos.

O formato da distribuição amostral dos indicadores de despesa e das receitas de *royalties per capita* pode ser observado por meio do histograma das variáveis no gráfico A.2, com estimativas de densidade *kernel* via função Epanechnikov. Há indicativo de picos altos, assimetria e caudas longas na distribuição das variáveis de despesa, particularmente nos grupos do indicador PDP 2. A distribuição do IHS dos *royalties* também se apresenta multimodal na estimativa *kernel* em todos os grupos.

TABELA A.1

Outliers suaves e severos e distância interquartil dos indicadores de despesa com pessoal e royalties

Variáveis	Suave inferior		Suave superior		Severo inferior		Severo superior		IQR
	Obs.	%	Obs.	%	Obs.	%	Obs.	%	
PDP 1 Grupo 1	14	0,57	17	0,69	2	0,08	2	0,08	0,1084
PDP 1 Grupo 2	37	1,56	13	0,55	0	0,00	3	0,13	0,1095
PDP 1 Grupo 3	6	0,25	17	0,71	1	0,04	9	0,38	0,1070

(Continua)

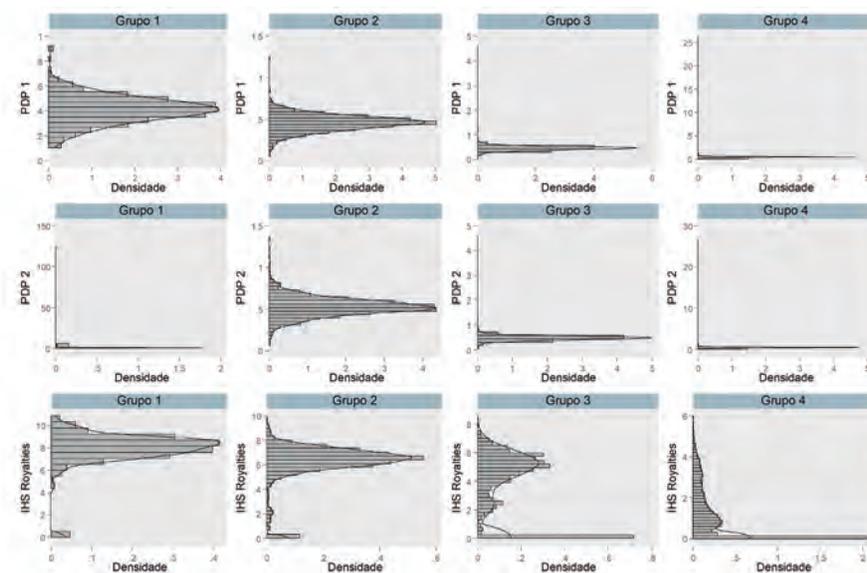
18. Por meio da distância interquartil (IQR), os *outliers* podem ser divididos em suaves ou severos. Os *outliers* suaves são aqueles que se encontram entre 1,5IQR e 3IQR abaixo do primeiro quartil (inferiores) ou acima do terceiro quartil (superiores). Os *outliers* são classificados como severos quando distam mais de 3IQR abaixo do primeiro quartil (inferiores) ou acima do terceiro quartil (superiores), conforme Hoaglin, Iglewicz e Tukey (1986).

(Continuação)

Variáveis	Suave inferior		Suave superior		Severo inferior		Severo superior		IQR
	Obs.	%	Obs.	%	Obs.	%	Obs.	%	
PDP 1 Grupo 4	20	0,84	21	0,88	2	0,08	8	0,34	0,1080
PDP 2 Grupo 1	14	0,57	17	0,69	2	0,08	3	0,12	0,1088
PDP 2 Grupo 2	18	0,76	63	2,65	0	0,00	29	1,22	0,1218
PDP 2 Grupo 3	6	0,25	17	0,71	1	0,04	9	0,38	0,1072
PDP 2 Grupo 4	21	0,88	21	0,88	2	0,08	8	0,34	0,1075
IHS <i>royalties</i> Grupo 1	46	1,85	172	6,93	206	8,30	196	7,90	0,7369
IHS <i>royalties</i> Grupo 2	170	6,84	53	2,13	109	4,39	0	0,00	1,8690
IHS <i>royalties</i> Grupo 3	0	0,00	1	0,04	0	0,00	0	0,00	2,5300
IHS <i>royalties</i> Grupo 4	172	6,97	43	1,74	2	0,08	16	0,65	1,3650

Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.2
Histograma dos indicadores de despesa com pessoal e *royalties*



Elaboração dos autores.

Obs.: A figura não pôde ser padronizada e revisada em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

O gráfico A.3 apresenta os gráficos quantil-quantil (Q-Q) para os indicadores de despesa com pessoal e as receitas de *royalties*. Os valores esperados dos quantis foram obtidos por meio de amostragem com reposição, com 10 mil replicações.

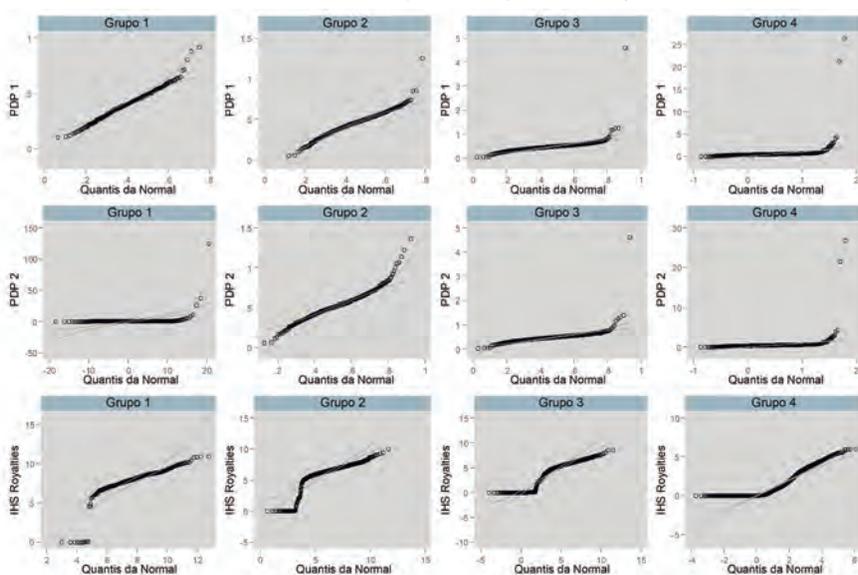
O objetivo dos envelopes é indicar a confiabilidade dos quantis de uma distribuição normal com os mesmos parâmetros da amostra trabalhada. O nível de significância é especificado para todo o conjunto de pontos que forma o envelope e foi fixado a 5%.

Verifica-se, para o indicador de despesa PDP 1, que os grupos se apresentam razoavelmente normais no centro de massa. Contudo, o padrão curva-se para cima e para fora do envelope na ponta direita, indicando cauda longa nessa direção (Chambers *et al.*, 1983). A 5% não se identificam caudas curtas ou longas à esquerda. A distância vertical dos pontos na ponta direita é mais um sinal da existência de *outliers* nessa direção.

Com relação ao indicador PDP 2, são notáveis os valores extremos na cauda direita do grupo 1, de sorte que o corpo dos dados salta para fora do envelope. Além de *outliers*, o IHS dos *royalties per capita* apresenta o padrão em platôs, o que evidencia a multimodalidade na distribuição dessa variável nos quatro grupos (Chambers *et al.*, 1983).

GRÁFICO A.3

Gráficos Q-Q dos indicadores de despesa com pessoal e *royalties*



Elaboração dos autores.

Obs.: A figura não pôde ser padronizada e revisada em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

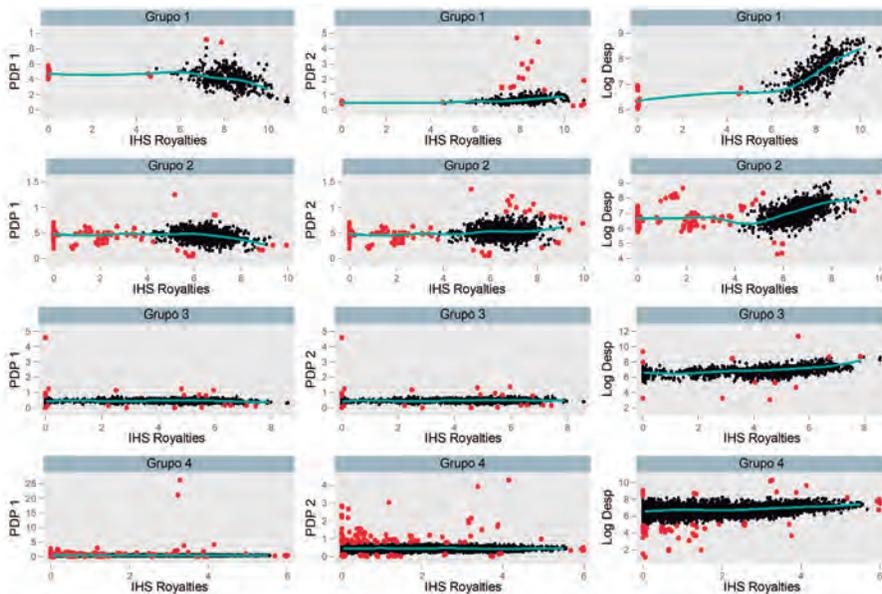
Por hipótese, o indicador de despesa medido pela Lei de Responsabilidade Fiscal – LRF (PDP 1) e o indicador alternativo de despesa (PDP 2) podem ser afetados pelas receitas de *royalties*. Para melhor visualizar a relação entre essas variáveis, foi ajustado um *spline* cúbico de oito bandas nos gráficos de dispersão, em que os nós do *spline* são dados pelo par ordenado de medianas calculado em cada banda.

Ademais, foi utilizado o algoritmo *blocked adaptive computationally efficient outlier nominators* (Bacon), proposto por Billor, Hadi e Velleman (2000), para identificar *outliers* multivariados no par formado por cada indicador de despesa e o IHS dos *royalties* (em vermelho). O método utiliza a distância de Mahalanobis, e o nível de significância foi de 5%. Observam-se agrupamentos de *outliers* nos dados bivariados em todos os grupos. Utilizando-se os *splines* como referência para um posterior ajuste de regressão, verificam-se os três tipos de *outliers* já descritos: verticais, de boa alavancagem e de má alavancagem.

A diferença mais perceptível é a mudança na inclinação do *spline* ajustado para o grupo 1 entre os indicadores PDP1 e PDP2. A mudança na inclinação do *spline* reforça a problemática dos municípios do grupo 1: de um ponto de vista exploratório, há evidências de que os maiores receptores de *royalties* estão utilizando esse tipo de receita para elevar suas despesas com pessoal (nota-se a forte inclinação positiva entre despesa com pessoal e *royalties*). No entanto, as receitas de *royalties* elevam sobremaneira a RCL desses entes, o que acaba reduzindo o indicador PDP 1 e gerando fôlego em relação ao limiar da LRF.

GRÁFICO A.4

Identificação de *outliers* bivariados e ajuste de *spline* entre os indicadores de despesa com pessoal e *royalties*



Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Em vermelho – *outliers* bivariados; e em verde – *spline* cúbico.

2. A figura não pôde ser padronizada e revisada em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

REFERÊNCIAS

BILLOR, N.; HADI, A. S.; VELLEMAN, P. F. BACON: blocked adaptive computationally efficient outlier nominators. **Computational Statistics & Data Analysis**, v. 34, n. 3, p. 279-298, set. 2000.

CHAMBERS, J. M. *et al.* (Ed.). **Graphical methods for data analysis**. Pacific Grove: Wadsworth & Brooks; Cole Publishing Company, 1983.

HOAGLIN, D. C.; IGLEWICZ, B.; TUKEY, J. W. Performance of some resistant rules for outlier labeling. **Journal of the American Statistical Association**, v. 81, n. 396, p. 991-999, dez. 1986.

APÊNDICE B

A estatística Hopkins é utilizada para testar a tendência de clusterização nos dados, sendo também vista como um teste de aleatorização espacial dos padrões de informação (Banerjee e Dave, 2004). Sob a hipótese nula, os dados são aleatorizados, implicando que não há padrões significativos de aglomeração. A estatística Hopkins assume o valor de 0,5 sob a hipótese nula, e, quanto mais próximo de zero, mais bem definidos são os padrões de clusterização. Para o conjunto das 952 observações dos indicadores de dependência (RRL e RPC), o resultado da estatística Hopkins foi de 0,02170.¹⁹

Com base em evidência de aglomeração significativa nos dados, empregou-se o procedimento de clusterização hierárquica por meio do método de ligação média entre grupos (medida de proximidade entre dois grupos, dada pela média da similaridade ou dissimilaridade entre as observações dos grupos) e medida de dissimilaridade Gower. Kaufman e Rousseeuw (2005, p. 240-242) defendem o uso do método aglomerativo, via ligação média, devido a três propriedades que o tornam mais robusto em relação aos demais (como os métodos Ward ou ligação simples, por exemplo): i) a dissimilaridade entre os *clusters* cresce de forma monotônica; ii) a dissimilaridade entre os *clusters* não sofre de ambiguidade; e iii) a dissimilaridade entre os *clusters* é estatisticamente consistente quando a amostra cresce assintoticamente.

Quando as variáveis são contínuas, a métrica de distância Gower entre duas observações i e j é igual à distância por valor absoluto (*city block*, ou Minkowski com parâmetro 1) ponderada pela amplitude da variável, o que garante que a escala da variável fique dentro do intervalo unitário (Everitt *et al.*, 1999):

$$d_{ij} \equiv \frac{\sum_{k=1}^p |x_{ik} - x_{jk}|}{R_k} \quad (13)$$

Na equação (13), p é o número de variáveis, e $R_k = \max(x_k) - \min(x_k)$. Após a aglomeração hierárquica, foi utilizado o índice de Duda-Hart (Duda, Hart e Stork, 2001) para auxiliar na decisão do número ótimo de partições. A tabela 8 do artigo contém os resultados do índice de Duda-Hart para até quinze *clusters*. O maior valor do índice de Duda-Hart foi de 0,8989 para quatro *clusters*; esse resultado também foi associado ao menor pseudo T-quadrado, de 0,1, o que sustenta a identificação de quatro *clusters* bem definidos.

Para validar a construção dos quatro *clusters*, foi calculado o pseudo-F de SCalinski e Harabasz (Everitt *et al.*, 1999) após a aplicação do algoritmo de k -medias (semente 1234 em todos os casos). Foram testados até quinze diferentes *clusters* (iniciando-se em duas partições), todos formados pelo método de k -medias e

19. A semente utilizada foi 1234. Em Banerjee e Dave (2004), se a estatística Hopkins for $H > 0,5$, então há tendência de clusterização, com padrões mais bem definidos conforme $H \rightarrow 1$. O pacote *clustertend*, do *software* R, calcula a estatística Hopkins como $(1 - H)$, de forma que a nula é rejeitada quando $(1 - H) \rightarrow 0$.

distância Gower. Os resultados constam na tabela B.1. Pode-se observar que o número de nove e dez *clusters* possui um pseudo-F levemente superior ao número de quatro *clusters*. Devido à proximidade dos pseudo-F, decidiu-se, por parcimônia, permanecer com quatro partições. Os grupos 1 a 4 são controlados no modelo econométrico, em que se supõe que o comportamento da despesa com pessoal como função dos recursos petrolíferos, controlando-se para as demais covariáveis, seja diferente entre os grupos de dependência.

TABELA B.1
Índice de Duda-Hart, decisão do número de *clusters* e pseudo-F de Calinski e Harabasz

Número de <i>clusters</i>	Índice de Duda-Hart	Pseudo T-quadrado	Pseudo-F
1	0,4494	1163,86	-
2	0,3736	1587,82	344,86
3	0,316	51,95	207,28
4	0,8989	0,10	431,92
5	0,1504	5,65	322,75
6	0,3843	1475,49	292,21
7	0,0397	24,19	243,27
8	0,7324	6,21	208,26
9	0,3132	24,13	435,56
10	0	-	432,23
11	0,2709	10,77	388,59
12	0,7353	20,87	352,98
13	0,432	1132,16	323,22
14	0,0016	614,58	298,06
15	0,7007	24,34	276,47

Elaboração dos autores.

REFERÊNCIAS

- BANERJEE, A.; DAVE, R. N. Validating clusters using the Hopkins statistic. *In*: INTERNATIONAL CONFERENCE ON FUZZY SYSTEMS, 2004, Budapest. **Anais...** Budapeste: IEEE, 2004.
- DUDA, R. O.; HART, P. E.; STORK, D. G. (Ed.). **Pattern classification**. 2. ed. Nova York: Wiley, 2011.
- EVERITT, B. S. *et al.* (Ed.). **Cluster analysis**. 5. ed. Chichester: Wiley, 2011.
- KAUFMAN, L.; ROUSSEEUW, P. J. (Ed.). **Finding groups in data: an introduction to cluster analysis**. Nova York: Wiley, 2005.

APÊNDICE C

TABELA C.1
Estatísticas descritivas das variáveis (1999-2015)

Variáveis	Grupo 1							
	Média	Med.	D.P.	Assi.	Curt.	Min.	Max.	Obs.
PDP 1	0,420	0,416	0,132	1,329	9,425	0,104	1,276	437
PDP 2	1,210	0,628	6,426	17,206	321,534	0,281	124,127	422
Desp	2.224,908	1.852,511	1.358,651	1,163	3,933	423,002	7.208,168	437
Roy	2.641,992	1.720,471	3.276,139	3,976	24,849	0,000	26.518,325	452
Trib	525,383	322,357	557,266	2,230	9,584	3,093	3.782,035	437
Patri	300,803	42,458	1.828,919	15,473	273,384	0,002	33.768,398	418
FPM	591,399	545,146	307,424	1,200	4,993	0,388	1.735,568	436
Edu	466,803	461,738	212,313	0,208	2,701	0,738	1.073,940	431
Sau	144,023	139,374	75,400	1,092	5,725	1,346	535,581	391
VAB	79.003,877	46.102,953	1,10e+05	4,262	27,653	348,112	9,55e+05	439
Variáveis	Grupo 2							
	Média	Med.	D.P.	Assi.	Curt.	Min.	Max.	Obs.
PDP 1	0,454	0,458	0,098	0,102	6,778	0,051	1,252	1.434
PDP 2	0,527	0,524	0,118	0,554	7,211	0,057	1,360	1.432
Desp	1.386,860	1.215,454	843,797	2,527	15,308	1,111	8.642,499	1.433
Roy	440,859	328,872	531,772	7,479	105,443	0,000	10.399,171	1.467
Trib	325,634	146,249	530,309	4,053	25,095	0,037	6.150,437	1.437
Patri	71,039	21,128	146,838	5,158	40,956	0,000	1.968,463	1.392
FPM	578,062	552,339	278,008	3,722	28,856	0,106	3.051,476	1.435
Edu	394,224	366,502	205,496	0,708	3,583	0,085	1.381,775	1.410
Sau	165,931	151,666	95,336	1,632	9,057	0,085	897,687	1.274
VAB	24.644,141	16.322,250	30.528,437	7,108	74,964	4654,427	4,57e+05	1.463
Variáveis	Grupo 3							
	Média	Med.	D.P.	Assi.	Curt.	Min.	Max.	Obs.
PDP 1	0,466	0,466	0,126	16,508	534,424	0,030	4,598	2.166
PDP 2	0,483	0,482	0,130	15,094	471,135	0,033	4,598	2.165
Desp	1.125,969	1.013,484	1.894,561	39,507	1.732,869	22,177	84.489,914	2.166
Roy	94,300	53,484	174,488	10,942	214,770	0,000	4.385,013	2.192
Trib	241,159	118,876	619,870	27,655	1.051,113	2,839	24.302,906	2.166
Patri	46,610	19,850	117,805	13,934	301,888	0,002	3.211,640	2.127
FPM	563,630	527,536	430,835	18,964	631,568	0,113	15.270,052	2.159
Edu	404,931	378,122	597,633	38,265	1.653,235	0,013	26.226,570	2.110
Sau	188,696	164,746	142,770	3,693	25,454	0,007	1.781,252	1.980
VAB	21.115,873	14.148,669	30.680,067	7,268	70,949	3.017,193	4,40e+05	2.179

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Grupo 4							
	Média	Med.	D.P.	Assi.	Curt.	Min.	Max.	Obs.
PDP 1	0,465	0,458	0,336	61,432	4.384,444	0,002	26,352	11.375
PDP 2	0,466	0,459	0,340	61,652	4.407,353	0,002	26,666	11.375
Desp	888,095	819,997	622,031	17,634	688,254	3,257	29.783,857	11.375
Roy	4,360	0,908	10,803	6,678	75,215	0,000	203,468	11.670
Trib	147,972	54,702	282,197	4,877	36,002	0,118	3.804,208	11.385
Patri	19,755	7,487	55,824	14,734	353,547	0,000	1.872,608	10.752
FPM	708,613	629,240	458,194	3,003	22,907	0,267	7.534,581	11.330
Edu	427,239	396,466	227,970	0,684	4,267	0,116	2.513,715	11.212
Sau	151,909	141,356	89,531	2,601	25,237	0,028	1.625,852	10.379
VAB	12.430,225	7.572,442	17.394,494	7,886	103,305	1.862,710	3,75e+05	11.541

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Med. – mediana; D.P. – desvio-padrão; Assi. – assimetria; Curt. – curtose; Min. – mínimo; e Max. – máximo.

APÊNDICE D

TABELA D.1
Estimativas dos efeitos fixos anuais para os modelos de despesa, PDP 1 e PDP 2

	Despesa		PDP 1		PDP 2	
	EF	MM	EF	MM	EF	MM
2000	0,0531*** (0,013)	0,0367*** (0,010)	0,0019 (0,005)	-0,0092** (0,004)	0,0138 (0,012)	-0,0084** (0,004)
2001	0,0752*** (0,016)	0,0581*** (0,010)	0,0122** (0,006)	0,0045 (0,004)	0,0081 (0,017)	0,0060 (0,004)
2002	0,0160 (0,023)	0,0135 (0,010)	0,0015 (0,009)	-0,0083** (0,004)	-0,0165 (0,032)	-0,0081** (0,004)
2003	-0,0073 (0,024)	0,0326*** (0,010)	0,0256*** (0,010)	0,0134*** (0,004)	0,1545 (0,120)	0,0129*** (0,004)
2004	0,0239 (0,025)	0,0543*** (0,010)	0,0213* (0,012)	0,0032 (0,004)	-0,0182 (0,050)	0,0026 (0,004)
2005	0,0721*** (0,024)	0,0658*** (0,010)	0,0146 (0,009)	0,0071 (0,004)	-0,0133 (0,054)	0,0075* (0,004)
2006	0,1192*** (0,026)	0,1189*** (0,010)	0,0329*** (0,010)	0,0240*** (0,004)	-0,0034 (0,056)	0,0239*** (0,004)
2007	0,1677*** (0,030)	0,1477*** (0,011)	0,0402*** (0,011)	0,0285*** (0,004)	-0,0097 (0,061)	0,0271*** (0,004)
2008	0,1762*** (0,034)	0,1439*** (0,011)	0,0275** (0,012)	0,0162*** (0,004)	-0,0279 (0,069)	0,0156*** (0,004)
2009	0,2517*** (0,032)	0,2428*** (0,011)	0,0789*** (0,014)	0,0646*** (0,004)	0,0237 (0,066)	0,0632*** (0,004)
2010	0,2514*** (0,034)	0,2539*** (0,011)	0,0687*** (0,012)	0,0570*** (0,004)	0,0265 (0,084)	0,0555*** (0,005)
2011	0,2671*** (0,038)	0,2492*** (0,012)	0,0645*** (0,013)	0,0506*** (0,005)	-0,0044 (0,082)	0,0496*** (0,005)
2012	0,3282*** (0,038)	0,3218*** (0,012)	0,0875*** (0,013)	0,0730*** (0,005)	0,0190 (0,080)	0,0731*** (0,005)
2013	0,3411*** (0,037)	0,3379*** (0,012)	0,1018*** (0,013)	0,0877*** (0,005)	0,0342 (0,076)	0,0897*** (0,005)
2014	0,3260*** (0,039)	0,3292*** (0,012)	0,0992*** (0,014)	0,0856*** (0,005)	0,0357 (0,075)	0,0876*** (0,005)
2015	0,3407*** (0,037)	0,3396*** (0,012)	0,1100*** (0,013)	0,0958*** (0,005)	0,0323 (0,085)	0,0953*** (0,005)

Elaboração dos autores.

Originais submetidos em: jul. 2016.

Última versão recebida em: nov. 2022.

Aprovada em: nov. 2022.