

Economics and Politics Research Group

A CNPq-Brazil Research Group

<http://www.EconPolRG.wordpress.com>

Research Center on Economics and Finance—CIEF

Research Center on Market Regulation—CERME

Research Laboratory on Political Behavior, Institutions
and Public Policy—LAPCIPP

Master's Program in Public Economics—MESP

**Interações verticais e horizontais entre governos e seus efeitos sobre as
decisões de descentralização educacional no Brasil**

Ana Carolina Zoghbi, Enlinson Mattos and Rafael Terra

EESP-FGV, EESP-FGV and University of Brasilia

**Economics and Politics Working Paper 28/2013
September 25, 2013**

**Economics and Politics Research Group
CERME-CIEF-LAPCIPP-MESP Working Paper Series
ISBN:**

Interações verticais e horizontais entre governos e seus efeitos sobre as decisões de descentralização educacional no Brasil

Ana Carolina Zoghbi*

EESP-FGV

Enlinson Mattos†

EESP-FGV

Rafael Terra‡

UnB

Resumo

O objetivo deste trabalho é investigar os potenciais efeitos de interações verticais entre municípios e estados e os efeitos de interações horizontais entre municípios sobre o nível de descentralização da Educação Fundamental no Brasil. Utilizamos três indicadores de descentralização, sendo um indicador fiscal, outro administrativo, e um último pedagógico. Os resultados sugerem que o alinhamento político entre prefeitos e governadores (interação vertical) aumenta a descentralização na educação medida pelos três indicadores. Também encontramos uma forte correlação espacial (interação horizontal) na adoção de políticas de descentralização na educação. Por fim, incumbentes do mesmo partido do governador apresentam menor propensão a competir com vizinhos (menor correlação espacial) na adoção de políticas de descentralização da educação do que aqueles sem alinhamento político com governador.

Palavras-Chave: Federalismo Fiscal, Descentralização Educacional, Modelos Econométricos Espaciais.

Abstract

The purpose of this paper is to investigate the potential effects of vertical interactions between local and states governments as well as the effects of horizontal interactions between local governments on the level of Education decentralization in Brazil. We rely on three indexes of decentralization, a fiscal one, an administrative one, and the last, a pedagogical index. The results suggest that the political alignment between mayors and governors (vertical interaction) increases decentralization in education measured by the three indicators. We also found a strong spatial correlation (horizontal interaction) on the adoption of decentralization policies in education. Finally, incumbents of the same party as the governor's are less likely to compete with neighboring jurisdictions (lower spatial correlation) through the adoption of educational decentralization policies than those without political alignment with the governor.

Keywords: Fiscal Federalism, Educational Decentralization, Spatial Econometric Models.

JEL classification: H0, H52, H77.

*Endereço: Rua Itapeva 474, Escola de Economia de São Paulo (EESP-FGV). São Paulo, SP 01332-000, Brasil, e-mail:acpzoghbi@yahoo.com.

†Endereço: Rua Itapeva 474, Escola de Economia de São Paulo (EESP-FGV). São Paulo, SP 01332-000, Brasil, e-mail:enlinson.mattos@fgv.br.

‡Endereço: Universidade de Brasília (UnB), Departamento de Economia, FACE. Brasília, DF, 70910-900, Brasil. e-mail:rterra@unb.br.

1 Introdução

O objetivo deste trabalho é investigar os potenciais efeitos sobre o nível de descentralização da Educação Fundamental no Brasil de interações verticais entre municípios e estados, assim como de interações horizontais entre municípios. O alinhamento partidário entre diferentes níveis de governo fortalece as relações entre cada ente federativo, se traduzindo em maiores transferências, investimentos diretos e apoio político, e portanto, descentralização. Há também uma interação horizontal entre os governos municipais que pode afetar a disposição destes em buscarem a descentralização da educação. A assimetria de informação entre incumbentes (agentes) e eletores (principais) leva os últimos a utilizarem políticas de municípios vizinhos como *benchmark*, se aproveitando dos *spillovers* de informações que emanam mais facilmente dessas localidades. Os incumbentes, então, se engajam em uma espécie competição local para sinalizar suas qualidades aos eletores (*yardstick competition*). Adicionalmente, procuramos investigar se incumbentes alinhados politicamente com os governadores têm menos incentivos para se envolverem em uma competição local horizontal, pois estes tenderiam a gozar de maior poder de barganha com os níveis superiores de governo, e por isso, estariam naturalmente em situação vantajosa.

Um dos principais argumentos da literatura tradicional em favor da descentralização é o de que a provisão descentralizada de bens públicos locais seria mais eficiente do que a provisão centralizada.¹ Esse ganho de eficiência se deve ao fato do governo local estar mais próximo das comunidades, e por isso compreender melhor suas preferências e as necessidades locais. A outra razão reside na existência de diferentes custos de produção associados à cada localidade, o que justificaria a descentralização como mecanismo de aumento da eficiência.² Uma terceira razão consiste na promoção de *accountability*, pois ao responsabilizar o dirigente local pela provisão de um bem, a população local tem mais condições de cobrá-lo pela quantidade e qualidade provida. Por fim, a descentralização pode gerar uma troca de experiências e inovações, uma vez que diferentes localidades atuam na provisão de bens semelhantes.³

A descentralização do Ensino Fundamental no Brasil apresenta características peculiares. A primeira se refere à sobreposição de responsabilidades na provisão da Educação Fundamental entre Estados e municípios, uma vez que a Constituição de 1988 não definia claramente as responsabilidades de cada esfera de governo.⁴ De acordo com Panizza (1999), quando

¹Ver Oates (1972), Panizza (1999) e Epstein & Gang (2001)

²Ver Oates (2008)

³Ver Epstein & Gang (2001).

⁴Com a Constituição de 1988, as responsabilidades na provisão da educação foram redistribuídas entre

um bem público é provido por dois níveis de governo, existe a possibilidade de disputa entre estes, uma vez que cada incumbente (prefeito ou governador) tem interesse em aumentar seu *market share* para aumentar suas chances de reeleição. Entretanto, mesmo com esta sobreposição de responsabilidades não ocorreu uma disputa entre as redes municipais e estaduais no Brasil. Os municípios não percebiam vantagens para realizarem o investimento uma vez que deveriam financiar o gasto em educação com recursos que poderiam ser destinados a outras áreas com maior potencial de geração votos. Portanto, no geral, os governos locais sub-proviam educação.

Uma disputa entre os níveis de governo pela provisão de educação começou a ocorrer após a implementação do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valorização do Magistério (FUNDEF), em 1998.⁵ Com o FUNDEF aumentou o interesse em investir na educação, principalmente por parte dos municípios, uma vez que existia uma garantia de receita mínima per capita às redes que estivessem dispostas a criar ou aumentar suas redes de ensino. Essa receita seria gerida por cada rede. Por essa razão, a implantação do fundo é apontada por alguns estudos como o principal precursor do processo definitivo de descentralização do Ensino Fundamental no Brasil.⁶

O segundo fator que torna a descentralização do Ensino Fundamental no Brasil peculiar é uma consequência da primeira característica. O processo de descentralização não ocorreu de forma idêntica em todos os municípios. Cada município podia decidir se e quando descentralizar. Essas decisões se devem, em grande parte, à existência de diferentes características políticas e econômicas dos municípios, resultando em variabilidade no nível de descentralização desejado por cada local.

Considerando os objetivos deste estudo, trabalhamos com três indicadores de descentralização:

as três esferas de governo. O governo federal aplicaria 18% de suas receitas resultantes de impostos em educação, e os governos estaduais e municipais aplicariam 25%. Em relação à atuação, os municípios seriam “prioritariamente” responsáveis pelo Ensino Fundamental e pela Educação Infantil. Já os Estados e o Distrito Federal atuariam nos Ensino Fundamental e Médio. A Educação Superior por sua vez ficaria sob a responsabilidade dos Governos Central e Estaduais. Por fim, foi determinada que essa nova estrutura do sistema de ensino deveria ocorrer por meio de um “regime de colaboração” entre as esferas do governo.

⁵Com o intuito de reduzir as desigualdades existentes nos gastos em educação per capita entre os municípios, este fundo estabeleceu que 60% das 25% das receitas estabelecidos pela Constituição fossem direcionados para o Ensino Fundamental, i.e. 15% das receitas dos municípios e dos Estados. Adicionalmente, 60% desses recursos, i.e. 9% das receitas, deveriam ser gastos com a remuneração dos professores. Na prática, o FUNDEF implicou na criação de 27 fundos, para os quais municípios e Estados repassariam suas receitas provenientes de impostos para que esses recursos fossem redistribuídos para as redes estaduais e municipais de acordo com o número de alunos matriculados em cada rede. Além disso, o Governo Federal estabeleceria anualmente um valor mínimo a ser gasto por aluno. Para redes de ensino que não alcançassem esse mínimo, o Governo Federal complementaria com recursos adicionais até atingir o valor estipulado.

⁶Ver Castro (1998), Mendes (2004) e D'Atri (2007).

tralização da educação propostos por Gropello (2002): fiscal (percentual da massa salarial paga pelo município); administrativo (percentual de alunos da rede municipal) e pedagógico (adoção de Métodos Estruturado de Ensino). Cada indicador apresenta uma amostra específica de municípios. No que diz respeito às variáveis de interesse, o alinhamento político (relação vertical) - utilizado para testar as interações intergovernamentais verticais - é medido pela variável *dummy* “partido do prefeito”. Já os testes das relações intergovernamentais horizontais são realizados por meio de modelos espaciais, em que os coeficientes de correlação espacial informam a existência da referida relação. Testamos também correlações espaciais em termos dos indicadores de descentralização para regimes distintos, i.e. alinhamento ou desalinhanamento partidário entre prefeitos e governadores. Em seguida verificamos a diferença entre estas duas correlações espaciais. Dessa forma, é possível verificar se os municípios cujos prefeitos pertenciam ao mesmo partido do governador apresentavam mais ou menos incentivos para se envolver em uma competição local (*yardstick competition*).

Para alcançar esses objetivos foram utilizados, primeiramente, estimadores não espaciais que consideram a estrutura da variável dependente (indicadores de descentralização na educação). No caso dos dois primeiros indicadores, % da massa salarial e % de alunos da rede municipal, trabalhamos com um painel, em que as variáveis estão em percentual. Alan, Honoré & Leth-Petersen (2008) propõem um estimador que permite lidar tanto com o problema de heterogeneidade não observada fixa no tempo, como com a censura em 0 ou 1. O terceiro indicador, referente ao uso do Material Estruturado, consiste em uma variável binária. Por isso estimamos o modelo por Probit Empilhado.

Para calcular as correlações espaciais, usamos estimadores de acordo com a estrutura do indicador de descentralização. Para os indicadores em percentual, utilizamos o estimador de *Spatial Fixed Effects*, uma vez que verificamos que o estimador de Alan, Honoré & Leth-Petersen(2008) não produzia resultados distintos dos modelos não censurados. Já para o indicador de descentralização pedagógico, uma variável binária, estimamos o modelo espacial com Probit Empilhado com Variáveis Instrumentais.

Os resultados mostram que o alinhamento político entre prefeito e governador (interação vertical) aumenta a descentralização na educação medida pelos três indicadores (“%massa salarial”, “% alunos municipais” e “material estruturado”). Também encontramos uma forte correlação espacial (interação horizontal) na adoção de políticas de descentralização na educação. Por fim, incumbentes do mesmo partido do governador apresentam menor propensão a competir com vizinhos (menor correlação espacial) na adoção de políticas de descentralização da educação do que aqueles sem alinhamento político com governador.

Este artigo está dividido em seis seções, incluindo esta Introdução. Na seção 2 discutimos sobre Federalismo Fiscal e Descentralização. Na seção 3 apresentamos os indicadores de descentralização da educação, os controles políticos, fiscais, demográficos e socioeconômicos utilizados nos modelos econométricos. Na seção 4 explicamos as metodologias espaciais e não espaciais. Na seção 5 apresentamos os resultados e, por fim, na seção 6, apresentamos as considerações finais e a agenda futura de pesquisa.

2 Federalismo Fiscal e Descentralização

A Teoria do Federalismo Fiscal é um campo de pesquisa ao mesmo tempo consolidado e dinâmico. Os problemas da atribuição de responsabilidades para cada nível de governo e as interações fiscais entre diversos níveis de governo são tão antigos quanto as primeiras repúblicas federativas. Mesmo na Inglaterra da Idade Média, já se verificavam discussões que se enquadrariam no debate do Federalismo Fiscal. Brown & Oates (1985), por exemplo, destacam que as antigas *Poor Laws* inglesas induziam fortes movimentos migratórios de pobres em busca de maiores níveis benefícios advindo de programas locais de transferências de renda. Tais movimentos migratórios resultaram em uma discussão sobre qual instância administrativa deveria prover transferências para os pobres, culminando com a aprovação de novas leis que conferiam a responsabilidade desses programas às instâncias administrativas superiores da Inglaterra do início do século XIX. A evolução posterior desse debate se deu em grande medida ao longo da segunda metade do século XX, tendo como principais referências os trabalhos de Tiebout (1953) e Oates (1972).

Oates (2008) classifica o estado atual da Teoria do Federalismo Fiscal em três vertentes. A primeira, é identificada como “tradicional” ou “primeira geração”. Essa vertente defende que a provisão descentralizada permitiria ofertar bens públicos mais eficientemente, uma vez que o governo local tem mais informações sobre as preferências e os custos dos bens públicos locais. Portanto, haveria uma assimetria de informação entre o Governo Central e governos locais (OATES, 1999). Nesse sentido, quanto mais heterogêneas forem as preferências entre as jurisdições, mais difícil será para o Governo Central provê-los de maneira eficiente, implicando em uma perda de bem-estar social se mantida a estrutura de provisão centralizada. De fato, Panizza (1999) encontra evidências de que países com preferências por bens públicos mais heterogêneas apresentam maior probabilidade de serem descentralizados.

Caso as preferências sejam fragmentadas localmente, nesse caso a provisão descentralizada não resolveria o problema de ineficiência. Alesina (1996) ressalta, por exemplo, que quanto

maior a fracionização étnica em uma comunidade, mais heterogêneas são as preferências, e mais ineficiente é a provisão do bem público. Por essa razão, a segregação dos indivíduos entre jurisdições de acordo com suas preferências seria uma das condições para a provisão eficiente de bens públicos locais.

Essa condição motivou Tiebout (1956) a elaborar um modelo de provisão eficiente de bens públicos locais. De acordo com o modelo os cidadãos vivem de renda e têm perfeita mobilidade para estabelecer residência em jurisdições cujos bens públicos ofertados estejam mais de acordo com suas preferências. Note que a mobilidade proposta no modelo de Tiebout é essencial para que a descentralização logre êxito. Entretanto, Oates (2008) discorda dessa prerrogativa. Para o autor, existem ganhos com a descentralização, mesmo sem mobilidade, uma vez que existem diferenças entre as localidades no que diz respeito à demanda e aos custos. As preferências podem se formar de acordo com as necessidades locais. Portanto, enquanto Tiebout supõe implicitamente que, ao nascer, as pessoas com determinado tipo de preferência se distribuem uniformemente no território, e depois se agrupam em localidades que ofertam cestas mais próximas dessa preferência; Oates argumenta que essas preferências podem se formar em uma dada localidade de acordo com as necessidades comuns das pessoas.

Outras condições necessárias para que a descentralização na provisão de bens alcance resultados mais eficientes são: i) a ausência de economias de escala na provisão centralizada, e ii) a inexistência de *spillovers* entre as regiões na provisão dos bens.⁷ ⁸ Tais *spillovers* surgem por diversas razões. Por exemplo, cidadãos de jurisdições vizinhas podem se beneficiar de uma estrada local, de um show aberto ao público, e também de bens com características de bens públicos (não rivais e não excludentes). Besley & Coate (2003) e Lockwood (2005) argumentam que normalmente os governos locais não levam em conta tais *spillovers* para jurisdições vizinhas e o bem público local é provido de forma sub-ótima.⁹ A provisão centralizada de bens locais permite internalizar tais *spillovers*, e por isso atinge maior eficiência quando o problema está presente. Por essa razão, é esperado que o nível de descentralização seja negativamente correlacionado com o nível de *spillovers* entre as jurisdições.¹⁰

Uma razão adicional para a provisão sub-ótima de um bem ocorre quando a jurisdição decide ofertar um bem local de melhor qualidade do que as demais jurisdições. Brueckner

⁷Note que usamos o termo *spillovers* ao invés de externalidades porque o último é tradicionalmente considerado uma falha do mercado em precisar custos e benefícios. O termo *spillover* tem exatamente o mesmo significado, mas aplicado à relação entre governos locais, e não pode ser considerado uma falha de mercado no sentido clássico.

⁸Ver Oates (1972), Panizza (1999), Epstein & Gang (2001), Besley & Coate (2003).

⁹É subprovado quando o *spillover* é positivo e superprovado quando é negativo.

¹⁰Ver Oates (1972) e Panizza (1999).

(2003) ressalta que havendo perfeita mobilidade dos cidadãos, pode haver um influxo migratório que acaba comprometendo a provisão do bem. As jurisdições podem inclusive se negar a ofertar um bem local de qualidade superior para evitar tal influxo. Nesse caso, a provisão seria menor do que a socialmente ótima, ocorrendo uma “corrida para o fundo” (“race to the bottom”), e caberia ao Governo Central a provisão do bem.¹¹

A segunda e terceira vertentes da Teoria do Federalismo Fiscal compõem o que Oates (2008) classifica como Nova Teoria do Federalismo Fiscal ou “segunda geração” de modelos, em oposição à Teoria do Federalismo Fiscal Tradicional. Essas duas vertentes se preocupam com os incentivos gerados pela descentralização. A primeira vertente aborda as crises fiscais dos governos locais geradas pelos incentivos adversos causados pela descentralização. Já a segunda vertente debate a importância da economia política no processo de descentralização.

No âmbito da primeira vertente, destacam-se as instituições orçamentárias precárias que governam as finanças dos governos locais. Alesina et al. (1999) e von Hagen & Harden (1995) sugerem que um fraco ou mal desenhado de conjunto de leis e instituições que regulam o orçamento público podem dar origem a déficits persistentes e induzir o aumento explosivo do endividamento. No Brasil o endividamento dos governos subnacionais até meados da década de 90 constituem um excelente estudo de caso para entender os incentivos adversos causados pela descentralização. Logo após a promulgação da constituição de 1988, o Governo Central conferiu poderes para tributação e provisão de bens para os governos locais. Para prover a quantidade desejada de bens, os governos estaduais e locais (mais populosos) recorreram frequentemente à emissão de títulos da dívida e à utilização de bancos estaduais para financiar os déficits recorrentes. A falta de responsabilidade fiscal e a expectativa de socorro por parte do Governo Central em caso de insolvência fiscal geraram esses incentivos adversos que resultaram em déficits persistentes. A aprovação da Lei 9.496 de 1997 consolidou o processo de socorro do Governo Central por meio da assunção e renegociação das dívidas estaduais que levaram inclusive à intervenção sobre bancos estaduais. Esse episódio suscitou uma drástica mudança nas intituições orçamentárias brasileiras, que passou a ser muito mais restritiva e intolerante em relação à comportamentos fiscais irresponsáveis com a chamada Lei de Responsabilidade Fiscal, aprovada em maio de 2000.

Um outro incentivo adverso ocasionado pela descentralização se refere à dependência de governos locais em relação às transferências de recursos da União ou Estados. Grande parte dos governos subnacionais não apresentam capacidade de arrecadação própria. Por isso, Inman (1998), Oates (1999) e Porto & Sanguinetti (2001) argumentam que as transferências

¹¹Essa é uma das razões que justificam a provisão centralizada de transferência de renda.

seriam uma forma de equalização fiscal. As jurisdições mais ricas transfeririam dinheiro para as mais pobres. No entanto, os autores encontram evidências de que existe um efeito adverso dessas transferências que consiste no aumento desproporcional dos gastos per capita financiados por transferências. Esse resultado decorre de uma “ilusão fiscal”, que produz aumentos na demanda por bens públicos locais maiores do que aqueles observados se houvesse um aumento na renda dos cidadãos equivalente às transferências. Esse fenômeno decorre da percepção de que os bens não são inteiramente financiados com recursos próprios. A literatura dá o nome de *flypaper effect* a esse fenômeno. Com essa demanda excessiva por bens providos pelo governo local, diminuem os incentivos para um comportamento fiscal mais responsável.

Neste ponto é importante distinguir os efeitos de uma descentralização do poder de arredação, da descentralização das despesas. Fiva (2005) encontra evidências de que os dois processos produzem resultados diversos. A primeira forma de descentralização aumenta o tamanho do governo, pois os cidadãos não internalizam totalmente o custo de provisão dos bens. Isso leva a um excesso de demanda por bens locais e aumento do tamanho do governo na economia local. Por outro lado a segunda forma de descentralização estimula a internalização total do custo de provisão dos bens públicos. Com isso, as pessoas tendem a demandar menos bens, uma vez que sabem que isso implicaria aumento de impostos, e isso resultaria em redução do tamanho do setor público na economia local.

A segunda vertente da Nova Teoria do Federalismo Fiscal mencionada anteriormente insere na discussão as relações políticas entre os níveis de governo e os incentivos políticos gerados no processo de descentralização. Nesse contexto, o Governo Central não necessariamente precisa oferecer bens públicos de forma uniforme entre as jurisdições - uma das principais razões mencionadas em defesa da descentralização. Além disso, os governantes podem ter outros objetivos distintos da maximização do bem-estar dos cidadãos; ao invés, eles podem buscar a maximização de uma função utilidade objetiva própria que pode incluir desde a sua manutenção no poder e extração de renda, até o bem estar dos cidadãos. Por essa razão, Wallis e Oates (1988) chamam atenção para o fato de que o processo de centralização ou de descentralização não está associado somente às questões de eficiência econômica, mas também a fatores políticos.

Lockwood (2005) defende que o Governo Central pode ser capaz de identificar as diferentes preferências por bens públicos das diversas jurisdições e prover bens de forma diferenciada. O problema é que em um sistema centralizado existe a possibilidade dos legisladores integrantes da coligação majoritária proverem bens em excesso para suas jurisdições, ainda que

tenham conhecimento sobre a demanda dos eleitores das outras jurisdições. Dessa forma, se o representante político de uma determinada jurisdição não fizer parte da coligação majoritária, sua jurisdição será subprovida. Oates (1993) argumenta, ainda, que a coligação majoritária no legislativo federal tem incentivos para aumentar a oferta de bens públicos nas jurisdições de seus integrantes a fim de aumentar a probabilidade dos eleitores reelegerem um de seus membros. Nesse sentido, Grossman (1994), Solé-Ollé & Sorribas-Navaro (2008) e Berry, Burden & Howell (2010) encontram evidências empíricas de que o alinhamento partidário entre diferentes níveis de governo resulta em sobreprovisão de transferências aos próprios pares.

Adicionalmente, Jametti & Joanis (2010) dão especial destaque ao interesse político dos governantes locais (executivo local) em aumentar os gastos públicos nas suas jurisdições a fim de aumentar a probabilidade de reeleição. Em um sistema político em que os governantes possam se reeleger, os níveis desejados de descentralização dos gastos e do orçamento serão maiores. Se houver uma subprovisão de bens locais na jurisdição devido à menor transferência de níveis superiores de governo, o governante local preferirá um sistema mais descentralizado, uma vez que aumentará seu orçamento e suas chances de reeleição. No entanto, se houver sobreprovisão de transferências devido, por exemplo, ao alinhamento partidário, o governante local apoiará uma iniciativa de descentralização somente se não implicar em perdas de receita.

A preocupação dos incumbentes em conseguir a reeleição não chega a ser algo ruim, pois pode melhorar a *accountability* (OATES, 2008). Besley & Case (1995) argumentam que eleitores (principais) podem ter informação incompleta sobre a qualidade dos governantes (agentes), e para determinar se são ou não competentes, usam o desempenho de municípios vizinhos em termos de gastos ou impostos como *benchmark*. Por outro lado, supõe-se que os dirigentes locais disponham de informação completa, e antevendo esse comportamento dos eleitores, buscam “imitar” políticas dos vizinho par sinalizar suas qualidades. Na literatura dá-se o nome de *Yardstick Competition* a essa teoria.¹² Este fenômeno produziria, portanto, uma correlação espacial nos indicadores fiscais de municípios vizinhos, onde a informação flui com maior facilidade. Nesse sentido, Rincke(2009) observa que o “desempenho” dos dirigentes pode ser medido também como a habilidade em adotar novas tecnologias de provisão de serviços, e descentralização educacional pode ser considerada uma política inovadora.¹³

¹²Ver Salmon (1987), Revelli & Tovmo2007, Revelli(2008) Bordignon et al. (2004), Besley & Smart (2007), Allers & Elhorst (2005), Elhorst & Freret (2009), Sollé-Ollé (2003), Geys (2006), Revelli (2006) e Bivand & Szymanski (2000).

¹³O autor considera a introdução de Escolas *Charter* nos distritos escolares da Califórnia como a variável de inovação e usa diferenças na competição eleitoral como meio para identificar essa interação espacial entre governos locais. A intuição é a de que em distritos muito competitivos, os incumbentes deveriam imitar mais o comportamento inovador dos vizinhos de forma a sinalizar suas qualidades aos eleitores.

Os eleitores, então, irão comparar a performance dos seus governantes com as dos vizinhos em termos de descentralização na educação, produzindo correlação espacial entre localidades próximas.¹⁴

Finalmente, podemos dizer que, no caso brasileiro, o grau de descentralização da educação é em grande parte uma escolha dos governos subnacionais, e depende de relações intergovernamentais verticais e horizontais. As interações verticais entre governos locais e estaduais (nível de governo que detinha inicialmente a maior parte das vagas de escolas) são cruciais e resultam em mais descentralização dependendo da habilidade de negociação dos prefeitos com governadores ou do alinhamento partidário entre os dois. A princípio, é possível que a rede municipal oferte vagas de escolas concorrendo com vagas de escolas estaduais. No entanto, essa concorrência pode ser prejudicial para ambas as redes, devido a um aumento na capacidade ociosa das redes. Pelo lado das interações horizontais, governos locais vizinhos podem também ser determinantes da adoção de políticas como a de descentralização da provisão de educação. Tais interações horizontais podem surgir tanto pelos *spillovers* de informação entre jurisdições que induz os prefeitos a implantarem políticas públicas de forma coordenada, quanto devido a uma “corrida para o fundo”. Nas seções seguintes apresentamos os dados e a metodologia para investigar justamente a importância destas relações verticais e horizontais para a descentralização da educação no Brasil.

3 Dados

Neste trabalho são utilizados dois bancos de dados em painel. O primeiro se refere a um painel de informações municipais entre 1999 e 2006. Como o FUNDEF é considerada uma das principais políticas que intensificou o processo de descentralização do Ensino Fundamental no Brasil, optamos por utilizar dados do período de vigência desse fundo.¹⁵

O segundo banco que usamos constitui um painel de municípios do Estado de São Paulo

¹⁴Outras razões podem levar à existência desse tipo de correlação. Como já mencionado, Brueckner (2003) destaca que se houver mobilidade dos agentes, uma elevação na qualidade do serviço público ofertado pode atrair muitas pessoas para a jurisdição e prejudicar a qualidade do serviço. Os municípios tenderão a prover serviços de qualidade inferior para evitar esse influxo de pessoas, produzindo um padrão de correlação positivo.

¹⁵O Fundef foi implementado em 1998. No entanto, algumas variáveis importantes para o modelo econômétrico como o PIB e os impostos arrecadados na jurisdição não haviam sido coletadas para o período. Conforme ressaltado por Alderman (2002) o processo de descentralização ocorre ao longo do tempo e não em um único período. Portanto, não consideramos um problema a perda do primeiro ano de implementação do fundo que motivou a aceleração no processo de descentralização.

para os anos de 2005 e 2010. Esse banco apresenta informações sobre um indicador de descentralização pedagógica (a ser apresentado adiante) cuja pesquisa se restringe a este intervalo de tempo e espaço geográfico.

A escolha dos indicadores de descentralização na educação é uma etapa extremamente importante do trabalho. Na literatura, o indicador tradicionalmente usado para medir descentralização consiste em:

$$\% \text{ Gasto Próprio} = \frac{G^l}{G^f + G^e + G^l} \quad (1)$$

em que G^l consiste no total de gasto realizado pelo governo local na jurisdição com recursos próprios, G^f é o gasto realizado na jurisdição pelo governo federal, e G^e representa o gasto realizado pelo governo estadual na jurisdição.¹⁶.

Entretanto, não seria possível a construção desse indicador para descentralização da educação com os dados disponíveis no Brasil, uma vez que não existem informações para os municípios brasileiros que desmembram os gastos em educação por origem. Essa dificuldade de medir o nível de descentralização também é abordada na literatura.¹⁷

A maioria dos estudos sobre descentralização em educação busca identificar seus efeitos sobre algum indicador de resultado educacional. Nesse sentido, Fiva (2006) argumenta que os impactos da descentralização sobre indicadores educacionais podem variar dependendo dos indicadores de descentralização e dos indicadores de resultado.¹⁸ Por essa razão, o autor considera essencial distinguir entre as diferentes formas de descentralização, uma vez que seus resultados podem apresentar resultados diversos.

Assim, se o tipo (ou natureza) de descentralização pode gerar diferentes resultados, a disposição de governos locais em adotar uma ou outra estratégia de descentralização também pode variar. Por isso, é recomendável confiar em diferentes indicadores de descentralização para uma análise mais robusta. Gropello (2002) menciona três formas possíveis de medir descentralização na educação. A primeira seria a descentralização fiscal. Para autora, esse indicador deve refletir do governo local na alocação de recursos.

¹⁶Indicadores dessa natureza podem ser encontrados em Fiva (2006), Stegarescu (2005), Stegarescu (2009), Wallis & Oates (1998); Jametti & Joanis (2009)

¹⁷Ver Fiva (2006), Oates (1999), Wallis & Oates (1998) e Winkler & Gershberg (2000).

¹⁸Orellano et al. (2012) analisam para o Brasil os impactos da descentralização fiscal e administrativa na educação sobre as taxas de rendimento e de fluxo educacional. Os autores encontram resultados distintos para cada regressor e cada variável dependente.

Dessa forma, propomos como indicador de descentralização fiscal na educação uma proxy daquele tradicionalmente usado na literatura de descentralização fiscal descrito pela equação 1. Como grande parte dos gastos em educação se destina à remuneração dos professores, utilizamos o percentual da massa salarial dos professores do município que é paga pela rede municipal.

$$\% \text{ massa salarial} = \frac{W^l}{W^e + W^l} \quad (2)$$

em que W^l é o total de salários pagos pela rede municipal aos professores de Ensino Fundamental e W^e é o total de salários pagos aos professores do município pelo governo estadual. Não consideramos salários pagos pelo Governo Federal, pois este não oferta Educação Fundamental. A descrição desse indicador encontra-se na tabela 1, e suas estatísticas descritivas na tabela 2. Podemos observar que houve um aumento de aproximadamente 18 pontos percentuais no percentual da massa salarial dos professores pago pela rede municipal entre 1999 e 2006. Também é possível analisar a distribuição espacial dessa variável na figura 1. Observamos ao longo do tempo um aumento dos municípios em que mais de 40% dos professores eram pagos com recursos da rede municipal. Outro ponto a ser notado nos mapas é a existência de *clusters* de municípios.

Tabela 1: Descrição dos indicadores de descentralização e demais variáveis dos modelos econométricos

Variável	Descrição	Fonte/Período
% massa salarial (dependente)	percentual da soma salarial de todos os professores do EF do município pagos pela rede municipal	RAIS-MTE/ 1999 a 2006
% de alunos municipais (dependente)	razão entre o total de alunos do EF da rede municipal e o total de alunos do EF da rede pública	Census-MEC/ 1999 a 2006
material estruturado (dependente)	dummy igual a 1 se a rede municipal do município aderiu ao material estruturado, e 0, caso contrário	Louzano(2010) /2005 e 2010
partido governador (regressor político)	dummy igual a 1 se o partido do prefeito é o mesmo partido do prefeito e 0, caso contrário	TSE/1999 a 2010
lame duck (regressor político)	dummy igual a 1 se o prefeito do município está no segundo mandato ou no mandato final, e 0, caso contrário	TSE/1999 a 2010
competição vereadores (regressor político)	total de candidatos por cadeira no legislativo local	TSE/1999 a 2010
fracionalização (regressor político)	Foi calculado com a seguinte fórmula:fragmentação = $100 \times (1 - \sum_{i=1}^N p_i^2)$, em que p_i é o percentual de cadeiras mantidas por cada partido <i>i</i> no legislativo municipal	TSE/1999 a 2010
maioria legislativo (regressor político)	dummy igual a 1 se a base de apoio do partido do prefeito mantém mais do que 50% das cadeiras do legislativo	TSE/1999 a 2010
competição prefeito (regressor político)	total de candidatos ao cargo de prefeito	TSE/1999 a 2010
tax price (regressor fiscal)	razão entre o total de impostos arrecados por todos níveis dentro da jurisdição e receita orçamentária municipal	FINBRA-STN e IBGE/1999 a 2010
transferências per capita (regressor fiscal)	razão entre transferências correntes e população do município	FINBRA-STN e Censo-MEC/1999 a 2010
% jovens (regressor demográfico)	percentual de jovens no município	DATASUS-MS/1999 a 2010
% idosos (regressor demográfico)	percentual de idosos no município	DATASUS-MS/1999 a 2010
população (regressor demográfico)	total da população	DATASUS-MS/1999 a 2010
densidade (regressor demográfico)	razão entre total da população e área do município	IBGE e DATASUS-MS/ 1999 a 2010
pib per capita (regressor sócioeconômico)	razão entre pib sem impostos e total da população	IBGE/1999 a 2010
salario médio (regressor sócioeconômico)	média salarial do setor formal do município	RAIS-MTE/ 1999 a 2010
escolaridade (regressor sócioeconômico)	média de anos de escolaridade do setor formal do município	RAIS-MTE/ 1999 a 2010
% alunos privada (regressor sócioeconômico)	razão entre o total de alunos da rede privada e total de alunos	Census-MEC/ 1999 a 2010
% alunos rural (regressor demográfico)	razão entre o total de alunos da área rural e o total de alunos	Census-MEC/ 1999 a 2010

Fonte: Elaboração Própria.

Os municípios representados em branco no mapa têm informações faltantes para algum dos anos do painel de dados de 1999 a 2006. O estimador de máxima verossimilhança para painéis de efeitos fixos não permite trabalhar com painéis desbalanceados. Por isso, as informações disponíveis apresentadas no mapa constituem um painel balanceado.

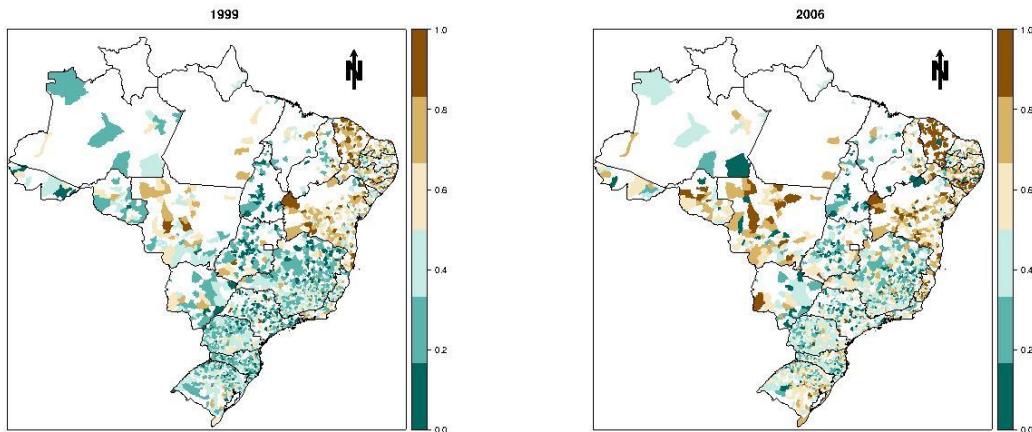


Figura 1: % Massa salarial nos municípios brasileiros

O segundo indicador proposto por Gropello (2002) busca medir a descentralização administrativa da educação. Tal indicador deve refletir a transferência da administração direta das escolas do nível de governo superior para o governo local. Nesse contexto, propomos como indicador de descentralização administrativa o percentual de alunos da rede municipal dentre os alunos da rede pública (estadual mais municipal).¹⁹

A descrição desse indicador encontra-se na tabela 1, e suas estatísticas descritivas na tabela 2. É possível notar um aumento no percentual de matrículas na rede municipal de aproximadamente 17,5 pontos percentuais entre 1999 e 2006. Ao analisarmos a figura 2, também observamos clusters ao longo do espaço, especialmente entre municípios da mesma região. Em 1999, depois de um ano da implementação do Fundef, boa parte dos municípios apresentava uma proporção de matrícula municipal inferior à 50% (áreas com coloração azul), com exceção dos municípios dos estados do Nordeste. Já em 2005, é possível notar um aumento na proporção de matrículas municipais por todo o país.

¹⁹D'Atri (2007), Orellano et al. (2012) e Franco & Menezes-Filho (2010) também utilizam o percentual de alunos da rede municipal como indicadores de descentralização.

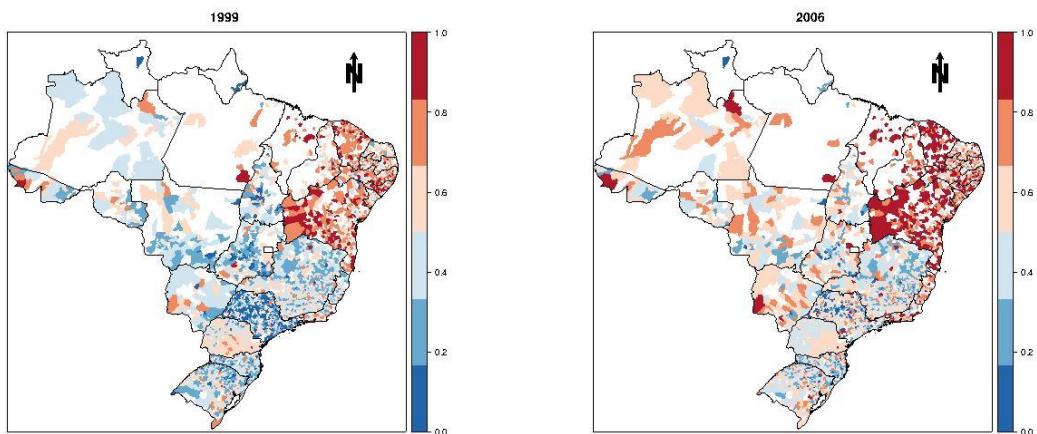


Figura 2: % alunos do Ensino Fundamental na rede municipal nos municípios brasileiros

A terceira forma de descentralização ressaltada por Gropello (2002) inclui três dimensões: pedagógicas, curriculares e de planejamento. Para efeito de simplificação denominaremos qualquer uma dessas dimensões como descentralização pedagógica. Para a autora, essa forma de descentralização reflete autonomia e capacidade inovadora por parte dos municípios em uma dessas três dimensões.²⁰ Inovações pedagógicas compreendem novas estruturas físicas (como laboratórios e bibliotecas), ou novos equipamentos ou materiais (recursos audiovisuais e materiais estruturados) que auxiliem os professores em sala de aula.

As redes de ensino municipal no Brasil têm liberdade para escolher o material que será utilizado em sala de aula. Muitas, no entanto, se prendem aos parâmetros curriculares definidos pelos governos Federal e estaduais. Por essa razão, optamos por medir a descentralização pedagógica na educação por meio opção local pelo uso de um material didático diferenciado, o Material Estruturado. Este material é preparado pelas redes privadas de ensino que também comercializam para as redes públicas. O seu diferencial está no fato de que a rede pública que adotou o Material Estruturado recebeu além do material (textbooks), treinamentos a cada dois ou seis meses que englobaram novas estratégias metodológicas, planos de classe e programas de especialização para os professores. Além disso, as instituições privadas oferecem para os professores da rede pública portais interativos, os quais permitem trocar experiências, materiais extras para atividades complementares e textos para discussão sobre educação .

²⁰Gropello analisa essa forma de descentralização no Chile, e verifica que a descentralização ocorreu primeiramente no nível municipal, mas chegou ao ponto extremo de atribuir autonomia até mesmo para as escolas.

A pesquisa para coletar informações sobre a implementação do Material Estruturado foi realizada por Louzano (2010) e se restringiu aos municípios do Estado de São Paulo no período de 2005 a 2010. Por essa razão, nosso indicador de descentralização pedagógica assume valor igual a 1 se a rede municipal do município firmou convênio para distribuir algum material estruturado em 2005 ou 2010, e 0, se a rede municipal não aderiu a nenhum tipo de material (Ver descrição na tabela 1).

Segundo Oates (2008), um dos argumentos a favor da descentralização é que esta incentiva o desenvolvimento de novas alternativas de políticas públicas. Essas políticas quando implementadas primeiramente em uma localidade específica, como experimento, para testar sua eficácia são intituladas Federalismo Fiscal de laboratório. O intuito é testar essas novas políticas sem comprometer o país como um todo. A política pode ser implementada pelo governo central, ou pode partir do governo local. Considerando esse argumento, os materiais estruturados podem ser considerados uma iniciativa de Federalismo de Laboratório, já que consistem em uma política inovadora em educação.²¹ Winkler e Gershberg (2000) reforçam o argumento destacando que a descentralização permitiria que vários ofertantes (governos locais) atendessem às diversas demandas diferenciadas, gerando uma vasta variedade de experiências e de inovações.

As estatísticas descritivas se encontram na tabela 2. Em 2005, apenas 17% dos municípios do Estado de São Paulo utilizavam o material estruturado. Em 2010, esse percentual aumentou para 43%. Na figura 3, podemos observar a distribuição espacial da adoção de métodos estruturados de ensino. É possível notar o aumento dos clusters na adoção do material entre 2005 e 2010.

²¹Leme et al. (2012) encontram evidências de que os municípios que aderiram ao Material Estruturado apresentaram melhores resultados em matemática e em português do que aqueles que não aderiram.

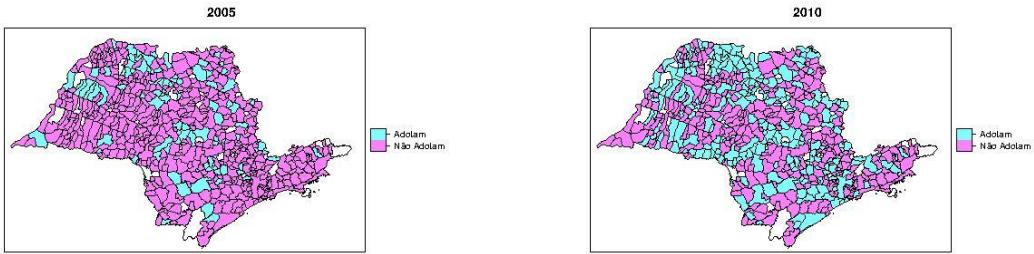


Figura 3: Municípios paulistas que adotaram métodos de ensino estruturados

Note que os dois primeiros indicadores de descentralização (fiscal e administrativo) são baseados no banco de dados em painel de 1999 a 2006, mas cada indicador apresenta uma amostra diferente devido ao problema de dados faltantes já mencionado. Por outro lado, o indicador de descentralização pedagógica (adoção de materiais estruturados) cobrem um período (2005 e 2010) e um espaço diferentes (municípios paulistas).

Em relação aos regressores dos modelos, inserimos variáveis políticas, fiscais, demográficas e socioeconômicas. As descrições e as fontes dessas variáveis se encontram na tabela 1. Como o objetivo do trabalho é testar efeitos de interações verticais na descentralização da educação, discutimos a seguir a variável de interesse “partido do governador”. Considerando, ainda, os objetivos secundários de verificar outros fatores políticos que influem na decisão de descentralização na educação, descrevemos as variáveis políticas “*lameduck*”, “competição vereadores”, “fracionação”, “maioria legislativo” e “competição do prefeito”.

A variável do “partido do governador” é nossa variável de interesse. Segundo Grossman (1994), Solé-Ollé & Sorribas-Navaro (2008) e Berry, Burden & Howell (2010), o alinhamento político entre o governador e o prefeito resulta em uma maior transferência de recursos e maior probabilidade de reeleição local. Isso ocorre tanto em virtude do maior acesso aos recursos advindos do Estado, como devido a investimentos diretos. Nesse contexto, a descentralização da educação no Brasil seria uma forma dos municípios conseguirem recursos, e se intensifica com o alinhamento político entre governador e prefeito.

Ao analisar o percentual de municípios cujo partido do prefeito era o mesmo do governador,

observamos percentuais em torno de 19% em 1999 para as amostras de “% massa salarial” e “% alunos municipais”, e em torno de 26% em 2006 (ver tabela 2). Já para a amostra de “material estruturado”, esse percentual era de aproximadamente 30% em 2005 (Tabela 1), e de 32% em 2010.

A variável “*lameduck*” representa o prefeito de segundo mandato, o qual não pode ser reeleger de acordo com as regras eleitorais brasileiras. Essa variável permite captar os incentivos do prefeito. Se o prefeito é *lameduck*, ele terá menos incentivos a adotar políticas que maximizem o bem-estar da população já que a motivação eleitoral é menor. Caso não seja *lameduck*, os incentivos para agir de forma a maximizar o bem-estar dos eleitores são maiores. Analisando a tabela 2, é possível verificar para as amostras de “% material estruturado” e “% alunos municipais” que em 1999 nenhum prefeito era *lameduck*. Já em 2006, entre 18% e 19% dos prefeitos eram *lameducks*. Ao verificarmos as estatísticas para a amostra de “Material Estruturado”, aproximadamente 25% dos prefeitos paulistas eram *lameducks* em 2005, e 58% em 2010.

Para medir a competição nas eleições, usamos as variáveis “competição prefeito” e “competição vereadores”. A primeira informa o total de candidatos concorrendo ao cargo de prefeito, e a segunda o total de candidatos por cadeira no legislativo. Quanto maior o número de candidatos, melhor será a seleção de candidatos pelo eleitor. Pelas estatísticas descritivas das amostras de “% massa salarial” e “% alunos municipais” é possível observar uma competição em torno de 2,8 para o cargo de prefeito em 1999 e em 2006. Já o número de candidatos por cadeira no legislativo era de cerca de 3,2 em 1999 e de 6,4 em 2006. Para a amostra de “Material Estruturado”, observamos que a competição média para o cargo de prefeito era de 3,2 em 2005, e de 2,9 em 2010. Para o cargo de vereador, o total de candidatos por cadeira era de 9,10 em 2005, e de 4,3 em 2010.

A variável “fracionização” é uma *proxy* para o nível de consenso político no legislativo. Quanto mais fracionizado, menor seria o consenso. Em 1999, para as amostras de “% massa salarial” e “% alunos municipais” a fracionização estava em torno de 0,68. Já em 2006 esse indicador estava em torno de 0,75. Para os municípios paulistas, esse indicador ficou em torno de 0,77 em 2005 e em 2010.

Para Jametti & Joanis (2009) a variável maioria no legislativo representa a força relativa do governante comparativamente à oposição. Ao analisar as estatísticas descritivas para as amostras de “% massa salarial” e “% alunos municipais”, observamos que em 1999 cerca de 11% dos prefeitos tinham apoio da maioria do legislativo. Em 2006, esse percentual foi de aproximadamente 58%. Esse aumento ocorreu devido a Lei Eleitoral de 1997 que

facilitou a formação de coligações.²² Em relação à amostra de “Material Estruturado”, em 2005 observamos que em torno de 52% dos prefeitos paulistas tinham apoio da maioria no legislativo. Já em 2010, esse percentual era em torno de 54%.

Inserimos nos modelos econométricos alguns regressores fiscais que podem afetar a disposição local à descentralização na educação. As variáveis incluídas foram: “*tax price*” e transferências per capita. O primeiro indicador reflete o custo percebido de provisão do bem público para população. Quanto maior esse indicador maior a relação impostos pagos/receitas recebidas na jurisdição (maior a saída líquida de impostos), e menos os cidadãos demandarão bens públicos. Como a maior parte dos recursos locais é proveniente de transferência, mesmo que seja determinada por regras exógenas, é necessário usá-la como variável de controle, pois estas podem determinar influenciar a decisão de descentralização.

As variáveis demográficas utilizadas são: “percentual de jovens”, “percentual de idosos”, “população”, “densidade”, e “percentual de alunos rurais”. O percentual de jovens e de idosos representa a demanda por diferentes bens públicos. Municípios com alto percentual de idosos e baixo percentual de jovens demandarão mais saúde e menos educação, reduzindo a propensão à descentralização na provisão de educação.²³

Stegarescu (2009) utiliza o tamanho da população para controlar os efeitos de economias de escala. Além dessa variável, usamos também a densidade demográfica. Quanto à localização da população, se rural ou urbana, não há informações para o período de análise. Por isso, utilizamos como *proxy* o percentual de alunos do Ensino Fundamental em escolas rurais.²⁴ Espera-se que quanto mais a proporção da população vivendo em área rurais, maiores serão os incentivos para a descentralização da educação, pois o custo de aquisição de informação sobre comunidades afastadas é menor para os governos locais.

As variáveis socioeconômicas utilizadas são: “PIB per capita”, “salário médio”, “escolaridade” e “percentual de alunos privada”. O “PIB per capita” e o “salário médio” buscam captar o “efeito-renda” sobre a demanda por educação, o qual pode levar a um maior apoio à decisão de descentralização da educação.²⁵. Faguet (2004) destaca, ainda, que a criação de um setor educacional privado busca atender um excesso de demanda por quantidade ou qualidade de educação. Esse excesso de demanda por qualidade guarda uma relação estreita

²²Lei No 9.504, de 39 de setembro de 1997.

²³Para mais detalhes sobre disputa intergeracional por bens públicos, ver Poterba (1997) e Arvate e Zoghbi (2010).

²⁴Segundo Stegarescu (2009), a urbanização e o tamanho da população reduzem os incentivos à descentralização devido às economias de escala na provisão do bem por um nível superior de governo.

²⁵Como a renda per capita não está disponível para o período analisado, incluímos essas duas variáveis como *proxies*.

com a necessidade de descentralização. Por isso, inserimos o percentual de alunos do Ensino Fundamental na rede privada nos modelos econométricos. Por fim, inserimos escolaridade média do município a fim de captar as preferências por educação. Espera-se que quanto maior a escolardade média municipal, mais os cidadão sejam favoráveis a um aumento na quantidade e na qualidade da educação, e por isso, suportem a descentralização da educação como forma de melhorar a qualificação de seus filhos.

Tabela 2: Estatísticas descritivas dos indicadores de descentralização e demais variáveis dos modelos econométricos para os anos iniciais e finais de cada amostra

Variáveis \ Amostras	% massa salarial		% de alunos municipais		Material Estruturado	
	1999	2006	1999	2006	2005	2010
indicador de descentralização educacional	0,4316 (0,237)	0,5131 (0,2574)	0,4852 (0,2405)	0,5707 (0,2366)	0,1736 (0,3791)	0,429 (0,4953)
partido governador	0,1809 (0,385)	0,2595 (0,4384)	0,1946 (0,3959)	0,2632 (0,4404)	0,3055 (0,461)	0,3205 (0,467)
lame duck	0 (0)	0,1805 (0,3846)	0 (0)	0,1962 (0,3971)	0,252 (0,4345)	0,5792 (0,494)
competição vereadores	3,1734 (5,995)	6,3056 (4,0113)	3,28 (5,9346)	6,4026 (4,0796)	9,1024 (5,0199)	4,2649 (4,9865)
fracionaisização	0,6834 (0,1152)	0,7464 (0,0938)	0,6849 (0,1146)	0,7489 (0,0914)	0,7766 (0,0681)	0,7723 (0,0666)
maioria legislativo	0,1095 (0,3123)	0,5840 (0,4929)	0,1118 (0,3152)	0,5763 (0,4942)	0,5158 (0,5001)	0,5358 (0,4991)
competição prefeito	2,7689 (1,2024)	2,8035 (1,143)	2,8003 (1,24)	2,8176 (1,1462)	3,2404 (1,4615)	2,9382 (1,2766)
tax price	0,4638 (7,52)	0,5436 (1,3064)	0,4078 (6,1399)	0,5258 (1,1216)	0,7701 (0,8051)	0,9405 (1,0455)
transferências per capita (em 1000 de R\$)	1,6702 (2,3657)	1,6131 (0,9159)	1,7828 (4,9775)	1,6412 (0,9045)	1,7822 (1,0815)	2,0128 (1,0032)
% jovens	0,4105 (0,0531)	0,3657 (0,0503)	0,4096 (0,0553)	0,3646 (0,0529)	0,3269 (0,0336)	0,2815 (0,0347)
% idosos	0,0610 (0,0171)	0,0676 (0,0181)	0,0608 (0,0173)	0,0675 (0,0184)	0,0721 (0,0186)	0,0915 (0,0236)
população (em 1000 de habitantes)	34,1865 (244,0805)	38,4845 (270,9299)	33,8604 (212,0371)	38,368 (236,4483)	65,0003 (458,0137)	66,3505 (471,074)
densidade (em 1000 de habitantes por km^2)	0,0001 (0,0005)	0,0001 (0,0001)	0,0001 (0,0005)	0,0001 (0,0002)	0,00004 (0,000035)	0,000034 (0,000033)
pib per capita (em 1000 de R\$)	3,8643 (3,3428)	8,3190 (8,7431)	3,948 (3,4509)	8,3863 (8,2915)	10,9983 (9,0133)	19,0814 (15,8404)
salario médio (em 1000 de R\$)	0,8212 (0,3787)	0,8918 (0,2883)	0,8459 (0,3857)	0,9038 (0,296)	1,0864 (0,3317)	1,323 (0,3467)
escolaridade	8,0054 (1,2629)	9,4905 (1,1038)	7,9739 (1,3527)	9,5018 (1,1124)	9,3833 (0,9743)	10,2892 (0,8338)
% alunos privada	0,0269 (0,0448)	0,0350 (0,0512)	0,0276 (0,0478)	0,0357 (0,0552)	0,0557 (0,0719)	0,0698 (0,0824)
% alunos rural	0,2572 (0,2146)	0,2173 (0,206)	0,2457 (0,2183)	0,2077 (0,2084)	0,0411 (0,088)	0,0372 (0,0799)
Número de Observações	2493	2493	3746	3746	599	599

Fonte: Elaboração Própria.

Obs: Desvio-padrão entre parênteses.

4 Metodologia

As estimativas dos determinantes da descentralização na educação, considerando tanto as relações intergovernamentais verticais quanto as horizontais, devem levar em conta dois fatores específicos: o formato das variáveis dependentes e a endogeneidade inerente às interações espaciais entre governos locais. Para cada situação é preciso confiar nos métodos econométricos mais adequados.

4.1 Modelos Não Espaciais

O formato dos indicadores de descentralização justifica a utilização de diferentes métodos econôméticos. Como mencionado na seção anterior, construímos quatro indicadores para medir esse fenômeno: “% massa salarial”, “gasto municipal em educação por aluno”, “% alunos municipais” e “material estruturado”.

As duas variáveis dependentes em percentuais constituem variáveis censuradas no intervalo unitário, com concentração nas censuras 0 e 1. Nesse caso, temos “soluções de canto” ao invés de censura determinada por características observáveis, e o método de estimativa mais apropriado seria o Tobit (LONG, 1997). Entretanto, a utilização desse método quando se dispõe de dados em painel não permite lidar com o problema de efeitos não observáveis fixos no tempo e potencialmente correlacionados com os regressores. O estimador “Tobit de Efeitos Fixos” apresenta o “Problema de Parâmetros Incidentais” que produz estimativas inconsistentes dos parâmetros.²⁶ Entretanto, Greene (2004) realiza simulações de Monte Carlo com dados em painel para mostrar que, de fato, há um viés para cima desse estimador Tobit com dummies de unidades seccionais, mas que este decresce rapidamente conforme o número de períodos T aumenta. Para um número de períodos $T = 8$ (de 1999 a 2006), número de períodos disponíveis para as variáveis dependentes em proporções mencionadas, o viés estimado é de somente 0,29% para cima. O problema segundo o autor é que os erros-padrão apresentam viés considerável para este número de períodos, igual a 8,36% para baixo, o que aumenta a probabilidade de cometer o erro do tipo I, i.e. rejeição da hipótese nula de que o coeficiente seja igual a 0 quando esta é verdadeira.

²⁶ Problema apontado originalmente por Neyman & Scott (1948) para estimadores de máxima verossimilhança. Quando os parâmetros de interesse do modelo não dependem dos parâmetros incidentais, e.g. em estimadores baseados em “primeiras diferenças” ou na subtração da média seccional (transformação “within”), é possível obter estimativas consistentes. Mas no caso do modelo Tobit, essas transformações não são possíveis.

Um estimador que permite lidar ao mesmo tempo com o problema de efeitos fixos e com a censura em 0 e em 1 é proposto por Alan, Honoré & Leth-Petersen (2008), ou estimador “Two-side”. Os autores constroem as condições de momento de um estimador semi-paramétrico para o problema mencionado. A variável latente y_{it}^* pode ser modelada como

$$y_{it}^* = x_{it}'\beta + \mu_i + u_{it}, \quad (3)$$

em que x_{it}' é um vetor linha de regressores, β é um vetor coluna de parâmetros, μ_i representa a heterogeneidade não observável fixa no tempo e potencialmente correlacionada com os regressores e u_{it} representa o termo de erro aleatório. Os regressores utilizados nas estimações foram os mesmos descritos na seção anterior sobre os dados. A variável dependente observável (y_{it}) pode ser expressa como

$$y_{it} = \begin{cases} 0 & \text{se } y_{it}^* < 0; \\ y_{it}^* & \text{se } 0 \leq y_{it}^* \leq 1; \\ 1 & \text{se } y_{it}^* > 1. \end{cases}$$

A fim de obter resíduos identicamente distribuídos o estimador semi-paramétrico de Alan, Honoré & Leth-Petersen (2008) define censuras comuns para as unidades seccionais com censuras em alguns anos mas não em outros. Os parâmetros do modelo são então estimados de forma a satisfazer a condição $\hat{\beta} = \operatorname{argmin}_b \sum_{i=1}^n \sum_{1 \leq s \leq t \leq T_i} w_{i,t-s} R(y_{is}, y_{it}, \operatorname{mami}\{-1, (x_{is} - x_{it})' b, 1\})$.²⁷ O termo $w_{i,t-s}$ representa pesos exógenos, $R(\cdot)$ é uma função da diferença dos resíduos re-censurados e T_i é o número de períodos para a unidade seccional i .

A variável dependente “material estruturado” é uma dummy que assume valor igual a 1 se o município adota material estruturado e 0 se não adota. Em princípio, seria possível eliminar a heterogeneidade não observada invariante no tempo usando o método “Logit de Efeitos Fixos”. No entanto, esse método elimina unidades seccionais em que não há variação em alguma das variáveis do modelo. Um exercício com nosso banco de dados sobre materiais estruturados eliminou 415 de 600 municípios do Estado de São Paulo. Como os resultados desse modelo devem servir de base de comparação para os modelos que incluem um termo de

²⁷A notação $\operatorname{mami}\{\cdot\}$ pode ser entendida como uma abreviação tal que $\operatorname{mami}\{a, x, b\} = \max\{a, \min\{x, b\}\}$

correlação espacial a serem apresentados na próxima seção, achamos mais prudente ignorar a estrutura de painel nesse caso e estimar um modelo Pooled Probit.

4.2 Modelos Espaciais

Os modelos espaciais têm como objetivo captar *spillovers* entre governos locais em termos de adoção de políticas de descentralização na educação. Como mencionado na seção anterior, os formatos das variáveis dependentes mencionados anteriormente -em proporção ou binária- requerem métodos específicos para estimação dos parâmetros. No entanto, a incorporação de termos espaciais, sejam estes variáveis dependentes ou erros espacialmente correlacionados, é um complicador adicional. Por exemplo, no caso de variáveis dependentes em proporções, ainda não foi desenvolvido um estimador para dados em painel que trate ao mesmo tempo dos problemas de efeitos fixos não observáveis potencialmente correlacionados com os regressores, de variáveis censuradas e variáveis dependentes ou erros espacialmente correlacionados. Portanto, a estratégia adotada neste trabalho consiste em comparar as estimativas do modelo estimado por Efeitos Fixos (“Within Estimator”) com o estimador Two-Side de Alan, Honoré & Leth-Petersen (2008). Estimativas parecidas o bastante entre os dois estimadores nos permitiria concluir que as censuras em 0 e 1 não afetam os resultados de forma significativa. Isso é exatamente o que mostramos na seção seguinte, de Resultados. Portanto, a estimativa dos modelos espaciais que consideram a existência de efeitos fixos (“Modelo de Efeito Fixo Espacial”) constitui uma alternativa adequada para as variáveis dependente em proporções (“% massa salarial” e “% alunos municipais”).

O modelo espacial utilizado neste trabalho tem a seguinte forma geral

$$y_{it} = \alpha + \lambda_1 d_{it} \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + \lambda_2 (1 - d_{it}) \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + \\ x_{it}\beta + \sum_{j=1}^N w_{ij} x_{jt}\theta + \mu_i + \tau_t + u_{it}, \quad (4)$$

em que y_{it} representa as variáveis dependentes “% massa salarial” e “% alunos municipais”. Essa forma geral tem dois termos espaciais $d_{it} \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}$ e $(1 - d_{it}) \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}$ ²⁸, em que o

²⁸Ver Elhorst & Fréret (2009) para uma descrição mais detalhada da função verossimilhança usada para estimar esse modelo

termo d_{it} representa um regime que pode representar qualquer fator político, institucional ou de outra natureza que altere os incentivos para os municípios imitarem os vizinhos. O termo $(1-d_{it})$ representa o regime oposto. Os coeficientes λ_1 e λ_2 dos termos de interação são alguns dos principais parâmetros de interesse assim como sua diferença $(\lambda_1 - \lambda_2)$, pois informam a correlação espacial sob cada regime, com a restrição adicional de que $|\lambda_1|, |\lambda_2| < 1$ para garantir estacionariedade espacial. Em especial, consideramos um regime específico nesse trabalho, em que $d_{it} = 1$ se o município é governado por um prefeito do mesmo partido do governador e $d_{it} = 0$ caso contrário. Esperamos uma correlação menor entre municípios com prefeitos do mesmo partido do governador, pois estes têm maior poder de barganha e influência junto a instâncias superiores de governo e não precisam se restringir a imitar comportamentos dos vizinhos uma vez que gozam de facilidades muito maiores para conduzir uma descentralização na educação. Note que se definirmos $d_{it} = 1$ para todos os municípios, então esse modelo se resume a um modelo espacial auto-regressivo simples.

O termo w_{ij} representa o peso espacial designado para a unidade j pela unidade i definido pelo critério de contiguidade.²⁹ Os pesos resultam da padronização por linhas da matriz de pesos espaciais W_N de ordem $N \times N$, de modo que $\sum_{j=1}^N w_{ij} = 1$. O termo x_{it} é um vetor linha $1 \times K$ e representa as covariadas políticas, demográficas e demais características municipais possivelmente correlacionadas com a decisão por descentralização da educação no município. O vetor β de ordem $K \times 1$ contém os parâmetros de interesse. As características dos vizinhos $\sum_{j=1}^N w_{ij}x_{jt}$ e seus parâmetros θ também estão incluídos na equação (4). Estas ajudam a capturar efeitos transbordamento provocados por características dos vizinho, e ajudam também a obter estimativas não enviesadas dos parâmetros caso as características dos vizinhos estejam correlacionadas com as covariadas incluídas no modelo (LESAGE; PACE, 2009).

O termo μ_i representa a heterogeneidade não observada fixa no tempo e potencialmente correlacionada com os regressores incluídos no modelo. Para decidir sobre o melhor modelo o Teste de Hausman Espacial é realizado para verificar se μ_i pode ser caracterizado como fixo ou aleatório. Choques comuns a todos os municípios em um dado ponto no tempo são representados por τ_t , um conjunto de dummies de ano. Adicionalmente, por hipótese, o termo de erro é tal que $u_{it} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_u^2)$. O modelo (4) é então estimado por máxima verossimilhança (ML), produzindo estimativas exógenas do parâmetro espacial. Apesar de computacionalmente mais intensivo para amostras grandes, o método de máxima verossimilhança tem vantagens. Uma delas é que os parâmetros espaciais se restringem ao intervalo

²⁹Outras medidas de proximidade baseadas em distância também foram usadas e produziram praticamente os mesmos resultados.

dado pelos auto-valores mínimos e máximos. Ademais, esse método produz erros-padrão menores do que os de Variáveis Instrumentais se as perturbações são esféricas.³⁰ Lee (2004) mostra ainda que os parâmetros do modelo são assintoticamente normalmente distribuídos sob condições de regularidade fracas, e.g., as perturbações não precisam ser normalmente distribuídas.

Quanto ao termo de erro u_{it} , a literatura normalmente admite a possibilidade de que este siga um processo de autocorrelação espacial. Para verificar se o processo espacial é melhor explicado por um modelo espacial auto-regressivo (“spatial lag” ou modelo SAR) ou por um modelo com erros espacialmente correlacionados (“spatial error” ou modelo SEM), conduzimos testes LM lag e LM error propostos por Anselin et al (1996).

Como já mencionado para os modelos não espaciais, não é possível estimar um modelo logit de efeitos fixos no caso da variável dependente binária “material estruturado”, pois esse método elimina uma quantidade muito grande de unidades seccionais que não apresentam variação em alguma variável do modelo. Por isso, estimamos os modelos espaciais para este indicador com um probit empilhado, isto é, sem considerar a característica de painel dos dados. Para identificar os termos espaciais usamos variáveis instrumentais, em que os regressores endógenos são os termos espaciais (com dois ou somente um regime). Os instrumentos ideais são os regressores espacialmente defasados de primeira e segunda ordem, i.e., $(I_T \otimes W_N)X$ e $(I_T \otimes W_N^2)X$. Kelejian & Prucha (1998) sugerem que a utilização da defasagem até a segunda ordem deve ser o bastante. Quando a primeira defasagem espacial for também um regressor do modelo como em 4, somente as defasagens espaciais de segunda ordem dos regressores devem ser usadas como instrumentos. Um problema adicional à utilização de variáveis instrumentais para identificar o parâmetro de correlação espacial consiste na relação linear entre a variável dependente e sua defasagem espacial, o que pode produzir coeficientes fora do intervalo unitário.

5 Resultados

A estratégia de apresentação dos resultados segue uma abordagem que parte do modelo específico para o geral. Primeiramente, apresentamos um modelo básico, com apenas algumas variáveis de controle políticas. Em seguida, demais controles são incluídos. Testes de Multiplicadores de Lagrange são realizados para verificar a melhor especificação, se “spatial

³⁰As estimativas dos modelos são obtidas usando rotinas do Matlab para painéis espaciais desenvolvidas por Paul Elhorst, disponível em <http://www.regroningen.nl/elhorst/software.shtml>.

lag” ou “spatial error”. Uma vez determinada a melhor especificação, procedemos com a estimação dos modelos espaciais. Para casos em que estimamos modelos espaciais de efeitos fixos, realizamos um Teste de Hausman Espacial para determinar se há diferenças entre os coeficientes do estimador consistente (Efeitos Fixos) e do estimador eficiente (Efeitos Aleatórios). Em seguida, introduzimos regressores com uma defasagem espacial a fim de verificar se possíveis variáveis omitidas afetam os coeficientes das variáveis de controle já incluídas no modelo. Por fim, estimamos os modelos com dois regimes, em que o regime é determinado pelo fato do prefeito pertencer ou não ao mesmo partido do governador.

Na tabela 3 encontram-se as estimativas dos modelos não espaciais para o indicador de descentralização financeira “% massa salarial”. Como podemos notar, as duas primeiras colunas da tabela, referentes aos modelos *POLS1* e *POLS2*, mostram regressões para um painel empilhado. O primeiro modelo conta somente com variáveis políticas como regressores, enquanto o segundo inclui os demais regressores. A inclusão dessas variáveis independentes adicionais altera o sinal e a significância da variável “competição vereadores”. No entanto, a grande mudança ocorre quando estimamos o modelo pelo método de Efeitos Fixos. Os coeficientes de diversas variáveis perdem a significância quanto se considera a heterogeneidade não observada. Mais importante, quando estimamos o modelo com efeitos fixos usando o estimador “Two side” de Alan, Honoré & Leth-Petersen (2008) -modelos Two side 1 e Two side 2-, os resultados são praticamente os mesmos dos obtidos pelo estimador de Efeitos Fixos.

No modelo Two side 2 verificamos que o coeficiente da variável de interesse “partido do governador” apresenta sinal positivo e significativo. Prefeitos do mesmo partido do governador tendem a aumentar a descentralização educacional aumentando a participação do município no total de massa salarial paga a funcionários públicos do setor educacional em 1,07 pontos percentuais (pp). Esse resultado dá suporte a hipótese de que em um processo de descentralização que envolve diferentes níveis de governo, e.g. estadual e local, terá vantagem aquele prefeito cujo partido é o mesmo do governador. O processo de negociação nesse caso é facilitado se ambos os dirigentes não se consideram adversários e têm, inclusive, interesses partidários em comum. Esses interesses comuns se referem a dotar prefeitos de mais recursos a fim de aumentarem suas chances de reeleição ou eleição de sucessores, e a descentralização da provisão da educação é uma forma de ter acesso a mais recursos.

Por outro lado, quanto maior a fracionização política - medida como o inverso do índice de Herfindahl da parcela de cadeiras no legislativo ocupadas por cada partido - menor é o grau de descentralização educacional medida pelo indicador financeiro “% massa salarial”. A variação de 0 a 1 no indicador de fracionização, que corresponde a alteração em uma

situação em que há um só partido ocupando todas as cadeiras para outra em que há fracionização máxima, induz uma redução na de 4,97 pp na variável “% massa salarial”. Esse resultado pode ser explicado pelo fato dos governos mais fracionados terem menor apoio político para levar adiante um projeto de descentralização.

As transferências per capita apresentam uma correlação positiva com a descentralização educacional medida pela participação do município na massa salarial paga aos funcionários envolvidos na área educacional do município. Um aumento de R\$1000 per capita em transferência intergovernamentais implica um 0,13 pp de aumento na participação na massa salarial, indicando que parte do aumento das transferências são aplicadas em salários na área de educação.

O percentual de idosos reduz a descentralização medida pela participação municipal na massa salarial paga a trabalhadores da área de educação. Esse resultado é esperado uma vez que há uma competição intergeracional por recursos como apontado por Poterba (1997) e Arvate & Zoghbi (2010). Enquanto municípios predominantemente jovens demandam mais gastos em educação, e por consequência maior descentralização (se o nível provido está abaixo das preferências locais), municípios com maior frequência de idosos preferem gastos com saúde.

O salário médio municipal apresenta uma associação positiva com o indicador de descentralização de massa salarial. O salário médio, como mencionado anteriormente, é uma *proxy* para a renda. Portanto, considerando educação um bem normal³¹, é esperado que um aumento na renda aumente a demanda por educação e o percentual da massa salarial total paga à trabalhadores municipais da área de educação. Um aumento de R\$1000 per capita no salário médio local induz um aumento de 15,11 pp na massa salarial.

A escolaridade média também apresenta um coeficiente positivo significativo. Um aumento de 1 ano na escolaridade média da população resulta em um crescimento de 0,7 pp na participação municipal na massa salarial. Essa variável está relacionada aos gostos da população por educação. Quanto maior a escolaridade, mais fortes devem ser as preferências por provisão de educação.

O coeficiente estimado para o percentual de alunos em escolas privadas é negativo. Aumentos de 100 pp, i.e. variações de 0 a 1 nessa variável, reduzem a participação municipal na massa salarial em 23,02 pp. Esse resultado representa um efeito competição entre redes de ensino, mais fortemente sentido pelo nível municipal de governo.

³¹Ver Borcherding & Deacon (1972) e Bergstrom et al. (1982)

Finalmente, o percentual de alunos em escolas rurais aumenta a participação municipal na massa salarial. Um aumento de 100 pp aumenta essa participação em 6,27 pp. Governos centralizados têm dificuldades em identificar as necessidades específicas de cada governo local (OATES, 2008). Por isso, a existência de comunidades rurais constitui uma das razões pelas quais os governos buscam a descentralização. Por exemplo, a descentralização da provisão da educação permite um melhor atendimento das comunidades mais afastadas dentro de uma jurisdição. .

Tabela 3: Modelos não espaciais para o indicador financeiro de descentralização “% Massa Salarial”: Pooled, Efeitos Fixos e Two Side

	POLS1	POLS2	FE1	FE2	Two-Side 1	Two-Side 2
partido governador	0,0308*** (7,2560)	0,0236*** (5,9247)	0,0099*** (3,7760)	0,0104*** (4,0066)	0,0103*** (2,7857)	0,0107*** (2,9184)
lameduck	0,0360*** (7,7668)	0,0261*** (5,9963)	0,0008 (0,2693)	0,0008 (0,2828)	0,0008 (0,2401)	0,0007 (0,2174)
competição vereadores	-0,0002 (-0,4610)	0,0017*** (3,4998)	0,0001 (0,2004)	0,0002 (0,5254)	0,0001 (0,0935)	0,0002 (0,3684)
fracionaisação	-0,0914*** (-5,0615)	-0,0829*** (-4,7447)	-0,0479*** (-2,9332)	-0,0481*** (-2,9656)	-0,0465** (-2,2480)	-0,0497** (-2,4462)
maioria legislativo	0,0207*** (4,8241)	0,0116*** (2,8904)	0,0006 (0,2018)	0,0010 (0,3563)	0,0004 (0,0967)	0,0010 (0,2710)
competição prefeito	0,0115*** (6,0703)	0,0071*** (3,6448)	-0,0001 (-0,0928)	0,0001 (0,0798)	-0,0004 (-0,2183)	-0,0002 (-0,0793)
tax price		-0,0005 (-0,8142)		-0,0001 (-0,2124)		-0,0001 (-1,5087)
transferências per capita		0,0039*** (4,2690)		0,0013** (2,3763)		0,0013*** (3,5464)
% jovens		1,4127*** (27,0207)		-0,2694 (-1,1953)		-0,2027 (-0,7304)
% idosos		0,8448*** (6,4823)		-1,0558** (-2,0264)		-0,9805* (-1,8139)
população		0,0000*** (2,6529)		-0,0000 (-0,0376)		0,0000 (0,0848)
densidade		-0,0030 (-0,3346)		-0,0015 (-0,2885)		-0,0029 (-0,8438)
pib per capita		0,0039*** (11,7468)		0,0003 (0,7893)		0,0004 (0,5663)
salario médio		0,0192** (2,5310)		0,0994*** (12,9430)		0,1511*** (5,7612)
escolaridade		-0,0016 (-1,0142)		0,0064*** (3,5046)		0,0070** (2,1672)
% alunos privada		0,3535*** (8,2595)		-0,1932** (-2,2657)		-0,2302* (-1,7473)
% alunos rural		0,2236*** (22,8101)		0,0542*** (3,1365)		0,0627** (2,2514)
constante	0,5239*** (35,4255)	-0,1490*** (-4,3007)	0,5456*** (39,1615)	0,5556*** (5,7409)		
Dummy de Ano	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Robust LM no Spatial Lag (χ^2)	-	379302***	-	19,711***	-	-
Robust LM no Spatial Error (χ^2)	-	382312***	-	1,835	-	-

Total de Obs:19944.

Total de Municípios:2493.

Obs censuradas (esquerda/direita) 706/798

Estatística t entre parênteses. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Os testes apresentados ao fim da tabela 3 permitem inferir se modelos espaciais seriam adequados para o problema em questão. Ademais, permitem identificar se o processo de correlação espacial é do tipo “spatial lag” ou “spatial error”. Como se pode notar os testes “Robust LM lag” e “Robust LM error” realizados para o modelo “POLS2” (dados empilhados) rejeitam tanto a hipótese nula de que não há autocorrelação espacial na variável dependente, quanto a hipótese nula de que não há autocorrelação espacial no termo de erro. Realizando os mesmos testes para o modelo “FE2”, baseado no estimador de Efeitos Fixos, obtemos uma estatística χ^2 muito maior para o teste “Robust LM lag” (igual a 19,711) do que para o teste “Robust LM error” (igual a 1,835), sendo que esta última é estatisticamente não significativa aos níveis convencionais de tolerância. Isso significa que uma vez controlada a heterogeneidade não observada invariante no tempo, o modelo autorregressivo espacial (“spatial lag” ou SAR) é o mais indicado. Considerando que os resultados do modelo “Two side” são praticamente idênticos aos obtidos pelo estimador de efeitos fixos sem censura, e reconhecendo ainda a carência de um estimador consistente de efeitos fixos com censura na variável dependente e termo espacial autorregressivo, a opção pela estimação de um painel de efeitos fixos espacial sem censura se coloca como a estratégia mais acertada.

A tabela 4 apresenta os resultados dos modelos espaciais autorregressivos. Os modelos SAR I e SD I constituem modelos espaciais de efeitos fixos com um único termo espacial. O primeiro modelo não inclui regressores dos vizinhos, diferentemente do segundo.³² Os testes de Hausman espaciais no final da tabela rejeitam a hipótese nula de que os coeficientes dos modelos eficientes (efeitos aleatórios) e consistentes (efeitos fixos) são iguais. Portanto, a estimativa por efeitos fixos se revelou mais adequada.

No modelo SAR I a correlação espacial em termos de participação municipal na massa salarial municipal é igual a 0,235. No modelo SD I, a inclusão de variáveis independentes dos vizinhos (WX) praticamente não altera o tamanho do coeficiente de correlação espacial, igual a 0,232. Isso significa que os municípios buscam imitar o padrão de descentralização na educação. Como mencionado anteriormente, os eleitores tomam as jurisdições vizinhas como “benchmark” para determinar a qualidade dos próprios prefeitos. Os prefeitos, então, se engajam em uma espécie de competição local, em que nenhum quer parecer menos competente do que o vizinho e se esforçam para imitar políticas adotadas pelos vizinhos, especialmente aquelas que mais valorizadas pelos eleitores (i.e. que geram mais votos).

Os coeficientes dos regressores dos modelos espaciais se assemelham muito àqueles obtidos

³²Modelos autorregressivos com regressores espacialmente defasados são denominados “Spatial Durbin Models”, termo cunhado por Anselin (1988).

nos modelos não espaciais de efeitos fixos. Todavia, em modelos espaciais, esses coeficientes não podem ser interpretados como efeitos marginais devido ao efeito “feedback”. É possível calcular tais efeitos, mas o tamanho da amostra pode inviabilizar esses cálculos em um período de tempo razoável. Como os coeficientes indicam a direção e a significância dos efeitos corretamente, não nos deteremos na análise da magnitude dos efeitos marginais.

É possível notar, também nos modelos espaciais, que a variável de interesse “partido do governador” mantém coeficientes positivos e significativos, indicando que o alinhamento partidário entre prefeitos e governadores leva a uma aumento da descentralização. A fracionação partidária no legislativo, por outro lado, dificulta o processo de descentralização. Os demais coeficientes também mantêm ao menos o mesmo sinal verificado anteriormente.

Os modelos SAR II e SD II são praticamente idênticos aos modelos das duas primeiras colunas da tabela 4. A única diferença se refere às interações do termo espacial com as dummies de “partido do governador” e sua recíproca. Os coeficientes de correlação espacial dessas interações para os modelos SAR II e SD II são menores entre municípios alinhados com o partido do governador (iguais a respectivamente 0.222 e 0.219) do que entre os não alinhados (iguais a respectivamente 0.288 e 0.287). As diferenças entre os coeficientes são estatisticamente significantes a 1%. Esse resultado dá suporte a uma das hipóteses deste trabalho, a de que a competição horizontal é desestimulada quando os prefeitos estão alinhados com o partido do governador. Como tais prefeitos contam com o apoio do nível de governo imediatamente superior em suas iniciativas de descentralização, eles se encontram em situação vantajosa em relação aos vizinhos para sinalizar suas competências para os eleitores e, portanto, não necessitam se engajar em uma competição com as jurisdições lindeiras.

Tabela 4: Modelos espaciais para o indicador financeiro de descentralização “% Massa Salarial”: Modelos Espaciais de Efeitos Fixos

	SAR I	SD I	SARII	SDII
partido governador	0,009174*** (3,641844)	0,008219*** (3,227926)	0,00913*** (3,877223)	0,008156*** (3,426038)
lame duck	0,000129 (0,047579)	0,000148 (0,054343)	-0,000027 (-0,010821)	-0,000013 (-0,005101)
competição vereadores	0,000095 (0,259095)	0,000012 (0,032871)	0,00011 (0,320303)	0,000025 (0,070677)
fracionaisização	-0,041309*** (-2,635058)	-0,036769** (-2,33913)	-0,04023*** (-2,745282)	-0,03572** (-2,431078)
maioria legislativo	0,0009 (0,337188)	0,001013 (0,379977)	0,000999 (0,400422)	0,001113 (0,446773)
competição prefeito	0,000567 (0,414279)	0,000687 (0,500597)	0,000479 (0,374712)	0,000602 (0,46918)
tax price	-0,000124 (-0,369597)	-0,000052 (-0,153428)	-0,000121 (-0,385438)	-0,000047 (-0,149247)
transferências per capita	0,001262** (2,356628)	0,001291** (2,412462)	0,001264** (2,524728)	0,001293*** (2,5853)
% jovens	-0,214968 (-0,986887)	-0,181933 (-0,7491)	-0,220979 (-1,085248)	-0,185003 (-0,814943)
% idosos	-0,78002 (-1,548753)	-0,589851 (-1,057952)	-0,780355* (-1,657492)	-0,586794 (-1,125979)
população	0,000012 (0,112828)	-0,000016 (-0,145137)	0,000012 (0,122721)	-0,000015 (-0,153201)
densidade	-0,001874 (-0,364282)	0,009252 (1,02859)	-0,001821 (-0,378662)	0,009266 (1,102174)
pib per capita	0,000162 (0,464181)	-0,00018 (-0,496307)	0,000158 (0,484206)	-0,000183 (-0,539788)
salario médio	0,098959*** (13,326874)	0,099077*** (13,318356)	0,099264*** (14,300177)	0,099402*** (14,295355)
escolaridade	0,005228*** (2,984629)	0,005436*** (3,082422)	0,005097*** (3,112977)	0,005304*** (3,217927)
% alunos privada	-0,124033 (-1,504672)	-0,07118 (-0,857551)	-0,123433 (-1,601848)	-0,070337 (-0,906559)
% alunos rural	0,047715*** (2,857165)	0,045316*** (2,711193)	0,048033*** (3,076837)	0,045595*** (2,91843)
ρ	0,234751*** (30,549105)	0,231523*** (29,980472)		
ρ_1			0,221538*** (23,567137)	0,218781*** (23,208938)
ρ_2			0,287663*** (15,101689)	0,286573*** (15,067042)
$\rho_1 - \rho_2$			-0,0661*** (-2,8907)	-0,0678*** (-2,9709)
Dummy de Ano	sim	sim	sim	sim
Vars. Indep. Espacialmente Defasadas (WX)	não	sim	não	sim
Hausman test-statistic	46,2657***	97,0856***	-	-
Log-Likelihood	15320,603	15362,376	15324,188	15366,254

Total de Obs:19944.

33

Total de Municípios:2493.

Estatística t entre parênteses.

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Na tabela 5 encontram-se as estimações não espaciais para o indicador administrativo de descentralização, o “percentual de alunos da rede municipal”. Os modelos dessa tabela não incluem variáveis independentes dos vizinhos (WX). O primeiro modelo *POLS1* é um painel empilhado e inclui somente variáveis políticas. Já o modelos *POLS2* inclui todos os controles já apresentados anteriormente.

A variável partido do governador apresenta sinal positivo e significativo nos modelos *POLS1* e *POLS2*. Por outro lado, nos modelos *FE1* e *FE2* verificamos coeficientes positivos, porém não significativos. Este resultado é uma evidência fraca de que o alinhamento partidário favorece a descentralização administrativo medido pelo percentual de alunos na rede municipal.

Tomando como referência o modelo *FE2* da tabela 5, percebemos que os demais regressores apresentam sinais coerentes com aqueles obtidos para a variável “% massa salarial”. Um aumento na fracionalização partidária de 0 (totalmente centralizado) a 1 (totalmente descentralizado) reduz a descentralização medida pelo percentual de alunos na rede municipal em 3,57 pontos percentuais.

O número de candidatos a prefeito apresenta uma relação negativa com a proporção de alunos na rede municipal, tal que um candidato a mais concorrendo à vaga de prefeito reduz em 0,2 pp a proporção de alunos municipais. Uma maior concorrência por uma vaga de prefeito tende a selecionar melhores candidatos. Por isso, estes podem se opor à descentralização que pode gerar mais despesas aos municípios e comprometer seus equilíbrios fiscais.

Um maior *tax price* também pode reduzir a demanda por educação, reduzindo os incentivos por descentralização da educação.³³ Quanto maior esse indicador em um dado município, mais este transfere recursos para outros níveis de governo. Portanto, os cidadãos tenderão a serem contrários ao gasto excessivo e refutarão um processo de descentralização. Um aumento de uma unidade nesse indicador implica uma redução de 0,05 pontos percentuais no percentual de alunos municipais.

Um aumento de 1 pp no percentual de jovens no município reduz em 0,396 pp a participação da rede municipal no total de alunos de escola pública. Há uma diferença entre os resultados do painel empilhado e os modelos de efeitos fixos. O modelo empilhado apresenta um coeficiente positivo, indicando que municípios com mais jovens tendem a apresentar redes

³³Lembre que este indicador mede a razão entre o total de impostos arrecadados na jurisdição por todos os níveis de governo e o total de receitas do município.

municipais proporcionalmente maiores, o que está de acordo com o esperado em termos de demanda por educação. Mas, considerando os efeitos fixos não observáveis, o resultado se torna negativo, indicando que o tamanho da rede diminui com o aumento do percentual de jovens no município. Esse fenômeno sugere que no curto prazo, aumentos no percentual de jovens não conseguem afetar positivamente o processo de descentralização. Possivelmente, as redes privadas ou a redes estaduais tenham mais condições de atender essa maior demanda por educação no curto prazo.

Verificamos a mesma diferença entre resultados do modelo empilhado e dos modelos *EF2* e *Two side 2* para o percentual de idosos. Isto é, o modelo empilhado, que capta efeitos de longo prazo, indica que municípios com maior proporção de idosos tendem a ser mais descentralizados. O modelo *Two side 2*, que capta variações de curto prazo, sugere que um aumento no percentual de idosos em 1 pp reduz o percentual de alunos municipais em 1,44 pp, o que pode estar relacionado à preferência dos idosos por gastos em saúde.

Uma maior densidade populacional aparenta inequivocamente um efeito negativo sobre o tamanho relativo da rede pública. No modelo *Two side 2*, um aumento de 1000 habitantes por quilômetro quadrado reduz em 0,58 pontos percentuais a proporção de alunos municipais na rede pública.

No mesmo modelo, é possível observar que fatores sócioeconômicos tendem a afetar positivamente a descentralização. Enquanto um aumento de R\$1000 no PIB per capita aumenta o tamanho relativo da rede municipal em 0,18 pontos percentuais, um incremento de 1 ano na escolaridade média induz um aumento de 0,58 pontos percentuais na mesma variável.

Por fim, também para esse indicador administrativo de descentralização, observamos que quanto maior o percentual de alunos rurais, mais descentralizada será a provisão de educação, o que corrobora o resultado já encontrado para a variável dependente “% massa salarial”. Um aumento de 100 pontos percentuais na proporção de alunos rurais induz um aumento de 8 pontos percentuais na proporção de alunos.

Como se pode observar no modelo *POLS2*, os testes sobre a estrutura espacial ao fim da tabela rejeitam fortemente as hipóteses nulas de que os modelos não seguem processos “spatial lag” ou “spatial error”. Ao considerar os modelos estimados por Efeitos Fixos, *EF1* e *EF2*, tais testes continuam rejeitando as hipóteses nulas, mas as estatísticas diminuem consideravelmente. A estatística χ^2 para o teste cuja a hipótese nula é de inexistência do processo “spatial lag” é 169.84, enquanto essa estatística é igual a 68.72 para o teste sobre o modelo “spatial error”. Portanto, o modelo com defasagem espacial da variável dependente

é uma especificação adequada para este caso específico.

Tabela 5: Modelos não espaciais para o indicador administrativo de descentralização “% de alunos da rede municipal”: Pooled, Efeito Fixos e Two Side

	POLS1	POLS2	FE1	FE2	Two-Side 1	Two-Side 2
partido governador	0,0171*** (5,2607)	0,0152*** (5,1996)	0,0014 (1,1525)	0,0017 (1,4387)	0,0006 (0,3243)	0,0009 (0,4756)
lameduck	0,0513*** (14,4006)	0,0373*** (11,5906)	0,0013 (0,9915)	0,0014 (1,0761)	0,0017 (1,0063)	0,0019 (1,1324)
competição vereadores	-0,0010*** (-2,7962)	0,0028*** (7,8384)	0,0005*** (2,6329)	0,0003* (1,7059)	0,0004 (1,0685)	0,0002 (0,6271)
fracionalização	-0,1011*** (-7,0891)	-0,0364*** (-2,7747)	-0,0391*** (-5,1290)	-0,0388*** (-5,1122)	-0,0361*** (-2,8649)	-0,0357*** (-2,8508)
maioria legislativo	0,0170*** (5,1465)	0,0107*** (3,5945)	0,0005 (0,3845)	0,0008 (0,6519)	0,0006 (0,3224)	0,0008 (0,4239)
competição prefeito	-0,0016 (-1,1168)	0,0003 (0,1784)	-0,0024*** (-3,6035)	-0,0019*** (-2,9312)	-0,0025** (-2,4160)	-0,0020** (-1,9885)
tax price		-0,0003 (-0,6219)		-0,0004** (-2,2457)		-0,0005*** (-4,9969)
transferências per capita		0,0004 (0,9309)		0,0001 (0,6308)		0,0001 (0,2127)
% jovens		1,3903*** (36,8305)		-0,3833*** (-3,7456)		-0,3957*** (-2,6683)
% idosos		0,4339*** (4,4866)		-1,4450*** (-6,1203)		-1,4457*** (-4,3566)
população		0,0000*** (5,3177)		0,0002*** (3,8743)		0,0002 (1,2920)
densidade		-0,0110* (-1,7683)		-0,0044* (-1,9513)		-0,0058** (-2,5356)
pib per capita		0,0039*** (15,5930)		0,0013*** (7,2379)		0,0018*** (3,8558)
salario médio		-0,0869*** (-16,3215)		-0,0033 (-1,0046)		-0,0039 (-0,8626)
escolaridade		0,0047*** (4,3281)		0,0053*** (7,0645)		0,0058*** (5,2160)
% alunos rural		0,1999*** (27,7483)		0,0762*** (9,5954)		0,0837*** (6,2181)
Constante	0,6334*** (54,6947)	-0,0165 (-0,6595)	0,6028*** (92,8826)	0,7581*** (17,3571)		
Dummy de Ano	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Robust LM no Spatial Lag (χ^2)	-	710553***	-	169,838***	-	-
Robust LM no Spatial Error (χ^2)	-	717597***	-	68,716***	-	-

Total de Obs:29968.

Total de Municípios:3746.

censuradas esquerdo/direito 831/1480

Estatística t entre parênteses.

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

A tabela 6 apresenta os resultados dos modelos espaciais para a variável dependente “% alunos da rede municipal”. Os testes de Hausman espaciais ao final da tabela (para os modelos *SAR1* e *SD1*) rejeitam a hipótese nula de igualdade entre coeficientes dos estimadores eficientes (Efeitos Aleatórios) e consistentes (Efeitos Fixos). Portanto, um modelo espacial autorregressivo de Efeitos Fixos é mais apropriado para este caso.

Note que ao considerarmos os efeitos espaciais, a variável “partido do governador” passa a apresentar coeficientes positivos e significativos, indicando que a descentralização é maior em municípios alinhados com o partido do governador. Portanto, também para a essa variável, uma melhor relação vertical entre governos facilita o processo de descentralização.

Os coeficientes espaciais dos modelos *SAR1* e *SD1*, iguais a respectivamente 0,349 e 0,345, mostram uma forte interação entre governos locais. Como já mencionado, essa correlação espacial pode refletir a competição local em que se engajam as jurisdições e seus prefeitos a fim sinalizarem suas competências para seus eleitores.

Nos modelos *SAR2* e *SD2* apresentamos interações dos termos espaciais com uma dummy de “partido do governador” e sua recíproca. Os resultados do modelo *SD2* mostram que a correlação espacial nas jurisdições com prefeitos alinhados com o governador é menor do que naquelas não alinhadas, iguais a 0,325 e 0,400 respectivamente. A diferença entre esses coeficientes é significativa a 1%. Esses resultados reforçam os anteriormente encontrados. Portanto, observamos o mesmo padrão para dois indicadores de descentralização, um financeiro e outro administrativo.

Tabela 6: Modelos espaciais para o indicador administrativo de descentralização “% de alunos da rede municipal”: Modelos Espaciais de Efeitos Fixos

	SAR1	SD1	SAR2	SD2
partido governador	0,0021* (1,834179)	0,002376** (2,05707)	0,002161** (2,01876)	0,00244** (2,258023)
lame duck	0,001017 (0,832319)	0,000912 (0,746519)	0,000984 (0,861043)	0,000878 (0,768164)
competição vereadores	0,000165 (0,968879)	0,000145 (0,839863)	0,000166 (1,044022)	0,000148 (0,912268)
fracionais	-0,036783*** (-5,125267)	-0,036358*** (-5,040261)	-0,036213*** (-5,396779)	-0,035784*** (-5,304579)
maioria legislativo	0,001353 (1,116142)	0,001558 (1,286203)	0,001328 (1,171907)	0,00153 (1,351071)
competição prefeito	-0,001559** (-2,526145)	-0,001463** (-2,361286)	-0,001549*** (-2,682947)	-0,001454** (-2,509632)
tax price	-0,000436** (-2,339003)	-0,000393** (-2,101046)	-0,000439** (-2,517887)	-0,000395** (-2,26084)
transferências per capita	0,000121 (0,929402)	0,000138 (1,062462)	0,000121 (0,994709)	0,000138 (1,132952)
% jovens	-0,289153*** (-2,988906)	-0,19616* (-1,791518)	-0,290858*** (-3,215579)	-0,194407* (-1,898539)
% idosos	-1,122247*** (-5,027714)	-0,823275*** (-3,248365)	-1,12291*** (-5,380387)	-0,823639*** (-3,474999)
população	0,000118** (2,280815)	0,000087* (1,6778)	0,000118** (2,425406)	0,000087* (1,7918)
densidade	-0,002496 (-1,160703)	0,009312*** (2,780172)	-0,002572 (-1,279456)	0,00922*** (2,943309)
pib per capita	0,001041*** (6,330645)	0,00089*** (5,134074)	0,001041*** (6,771998)	0,000893*** (5,507917)
salario médio	-0,000901 (-0,287246)	0,000634 (0,201528)	-0,000797 (-0,271813)	0,000718 (0,243923)
escolaridade	0,00419*** (5,954451)	0,003749*** (5,290554)	0,00415*** (6,307864)	0,003714*** (5,604756)
% alunos rural	0,066681*** (8,886284)	0,064362*** (8,554455)	0,066388*** (9,462361)	0,064141*** (9,115827)
ρ	0,348564*** (51,091805)	0,344583*** (50,258917)		
ρ_1			0,331137*** (39,497855)	0,324651*** (38,568737)
ρ_2			0,406048*** (24,025772)	0,399971*** (23,684213)
$\rho_1 - \rho_2$			-0,0749*** (-3,6815)	-0,0753*** (-3,7098)
Dummy de Ano	sim	sim	sim	sim
Vars. Indep. Espacialmente Defasadas (WX)	não	sim	não	sim
Hausman test-statistic	109,6661***	131,5435***	-	-
Log-Likelihood	40308,379	40364,82	40313,482	40370,025

Total de Obs:29968.

Total de Municípios:3746.

Estatística t entre parênteses.

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Na tabela 7 apresentamos os resultados das estimativas para o terceiro indicador, de descentralização pedagógica. Como mencionado na seção de dados, usamos um banco de dados para os municípios do Estado de São Paulo. Essa pesquisa, realizada pela Fundação Lemann, avaliou quais municípios adotaram materiais estruturados organizados por entidades de ensino privadas especializadas. Foram observados dados dos anos de 2005 e 2010. A observação de redes municipais adotando materiais específicos para seus alunos indica uma autonomia na definição do currículo, além de uma preocupação com a melhoria da qualidade da educação local.

Na seção de metodologia, discorremos sobre as razões para não estimarmos um modelo logit de efeitos fixos dado que a variável dependente é binária. Perderíamos quatrocentos e quinze de seiscentos municípios, o que prejudicaria demais a análise espacial.

Como podemos notar pelos resultados da tabela 7 os modelos *PR1* e *PR2* não apresentam muitos coeficientes estatisticamente significantes. Exceto pelas variáveis “competição vereadores” e “densidade populacional”, que apresentam sinais negativos.

O modelo *IVPR1* não inclui defasagens espaciais dos regressores no lado direito da equação, e conta com a primeira e a segunda defasagens espaciais (WX e W^2X) como instrumentos para a variável endógena WY . O teste de restrições sobre-identificadas não rejeita a hipótese nula de que os instrumentos sejam exógenos. Portanto, as estimativas do coeficiente de correlação espacial ρ podem ser consideradas consistentes. O coeficiente de correlação calculado é igual a 3,602, significativo a 1%. Esse coeficiente se encontra fora do intervalo unitário. Esse resultado é possível uma vez que a forma funcional imposta é linear, então não há restrição sobre o tamanho do coeficiente. Ao incluirmos a primeira defasagem espacial no lado direito da equação, só podemos usar W^2X como instrumentos. Esse caso é apresentado no modelo *PR2*. O teste de restrições sobre-identificadas não rejeita a hipótese nula de exogeneidade, portanto, os instrumentos são adequados e produzem coeficientes de correlação espacial ρ consistentes e iguais a 4,579, significativos a 1%. Esses resultados sugerem que os prefeitos observam as políticas inovadoras (nesse caso o uso de materiais estruturados) adotadas pelos vizinhos. No gráfico 3 nota-se claramente o padrão espacial de adoção do material.

O modelo *IVPR3* não considera defasagens espaciais dos regressores no lado direito da equação. Podemos observar a correlação espacial ρ_1 entre municípios em que há alinhamento do partido do prefeito com o “partido do governador”. O teste de exogeneidade dos instrumentos não rejeita a hipótese nula de exogeneidade. Portanto, a estimativa consistente desse parâmetro aponta uma correlação igual a 1,687, mas que não pode ser considerada estatis-

ticamente diferente de zero. Já a correlação espacial ρ_2 entre municípios não alinhados com o partido do governador é estatisticamente diferente de zero a 1% de significância, igual a 4,415. A diferença $|\rho_1 - \rho_2|$ é igual a -2,728, mas não é estatisticamente diferente de zero.

No modelo *IVPR4* incluímos a primeira defasagem espacial dos regressores no lado direito do modelo, e usamos a segunda defasagem espacial dos regressores como instrumentos para os termos espaciais endógenos. O teste ao fim tabela não rejeita a hipótese nula de exogeneidade dos instrumentos. O coeficiente espacial ρ_1 indica que a correlação entre municípios alinhados com o partido do governador é de 0,889, a qual não é estatisticamente diferente de zero. Já o coeficiente espacial ρ_2 mostra uma correlação espacial significativa a 1% e igual a 6,122 entre municípios em que prefeitos pertencem a partidos diferentes daquele do governador. A diferença $|\rho_1 - \rho_2|$ é igual a -5,233, significativa a 10%.

A variável “partido do governador” mostra um sinal positivo e significativo a 10%, indicando que municípios do mesmo partido do governador recorrem mais aos chamados “materiais estruturados”. Isto é, a descentralização pedagógica é maior nesses municípios. Esse resultado corrobora aqueles encontrados para os indicadores financeiro e administrativo de descentralização. A maior facilidade de negociação da descentralização com o Governo Estadual permite à esses município descentralizarem a provisão da educação administrativa e financeiramente. Com isso, enfrentam menos obstáculos para adotar as práticas curriculares que acham mais adequadas. Essa facilidade em descentralizar faz com que os municípios cujo prefeito é ligado ao partido do governador não necessitem se engajarem em uma competição horizontal com jurisdições vizinhas para sinalizarem suas competências para os eleitores.

Uma maior quantidade de transferências per capita também aumentam as chances de adoção de materiais estruturados. Esse resultado é natural, uma vez que com mais recursos é possível adquirir esses materiais das redes de ensino privadas especializadas na elaboração do material.

A densidade populacional, por outro lado, apresenta um coeficiente negativo. A única explicação para esse resultado reside no maior custo de provisão de materiais desse tipo para grandes redes, onde normalmente se observa maior densidade populacional.

Finalmente, os resultados encontrados neste trabalho permitem concluir que a descentralização na educação é realmente facilitada quando os prefeitos pertencem ao mesmo partido do governador. Esse resultado é verificado para indicadores de descentralização fiscal (“% massa salarial”), administrativa (“% alunos da rede municipal”) e pedagógica (“material estruturado”). Nesse sentido, podemos dizer que há menor competição vertical por recur-

sos entre prefeitos alinhados com governadores. Observamos, ainda, que os prefeitos do mesmo partido dos governadores não têm muitos incentivos para se engajarem em uma competição local com os vizinhos para sinalizar suas competências aos eleitores, uma vez que já se encontram em vantagem em termos de adoção de uma política inovadora como a “descentralização”. Outro resultado interessante é que a descentralização é prejudicada quando há fracionalização política, pois há menos consenso local para levar adiante um processo de descentralização. Quando há uma grande comunidade rural, também se verifica uma maior tendência a descentralização.

Tabela 7: Modelos para o indicador pedagógico de descentralização “material estruturado”: Pooled Probit e Pooled IV Probit Espacial

	PR1	PR2	IVPR1	IVPR2	IVPR3	IVPR4
partido governador	0,0779 (0,9216)	0,0956 (1,1129)	0,0642 (0,6611)	0,0630 (0,6069)	0,9047 (1,5175)	1,6921* (1,8738)
lame duck	0,0343 (0,4095)	0,0387 (0,4572)	-0,0126 (-0,1305)	-0,0094 (-0,0913)	-0,0239 (-0,2412)	-0,0364 (-0,3263)
competição vereadores	-0,0244** (-2,3869)	-0,0236** (-1,9718)	-0,0212 (-1,5860)	-0,0186 (-1,2635)	-0,0216 (-1,5763)	-0,0198 (-1,2500)
fracionaisização	-0,1248 (-0,2044)	-0,1050 (-0,1633)	-0,2957 (-0,4050)	-0,3262 (-0,4171)	-0,1917 (-0,2558)	-0,0752 (-0,0887)
maioria legislativo	0,0056 (0,0681)	0,0035 (0,0423)	0,0534 (0,5677)	0,0615 (0,6080)	0,0658 (0,6804)	0,0821 (0,7520)
competição prefeito	0,0054 (0,1406)	0,0077 (0,1856)	0,0299 (0,6375)	0,0279 (0,5534)	0,0469 (0,9516)	0,0591 (1,0484)
tax price		0,0378 (0,5330)	0,1201 (1,4868)	0,1466 (1,6202)	0,1262 (1,5237)	0,1552 (1,5952)
transferências per capita		0,0052 (0,0820)	0,0907 (1,2540)	0,1270 (1,6056)	0,1108 (1,4719)	0,1592* (1,8425)
% jovens		-0,4162 (-0,2218)	1,3476 (0,6189)	0,5595 (0,1961)	1,0431 (0,4670)	0,3047 (0,0997)
% idosos		4,8487 (1,5686)	0,0856 (0,0233)	-0,2169 (-0,0501)	-0,2319 (-0,0616)	-0,0151 (-0,0032)
população		0,0000 (0,2582)	0,0000 (0,3207)	0,0000 (0,3153)	-0,0000 (-0,0010)	-0,0000 (-0,2472)
densidade		-4237,94** (-2,2400)	-4028,03* (-1,9062)	-5529,03** (-2,2253)	-4103,89* (-1,9020)	-4985,79* (-1,8775)
pib per capita		0,0049 (0,9848)	-0,0039 (-0,6704)	-0,0055 (-0,8678)	-0,0029 (-0,4869)	-0,0042 (-0,6141)
salario médio		-0,0988 (-0,5354)	-0,1049 (-0,5008)	-0,0836 (-0,3627)	-0,1202 (-0,5606)	-0,0723 (-0,2927)
escolaridade		-0,1264** (-2,3648)	-0,0492 (-0,7899)	-0,0588 (-0,8263)	-0,0531 (-0,8337)	-0,0696 (-0,9107)
% alunos privada		0,0949 (0,1343)	0,0714 (0,0891)	-0,0628 (-0,0708)	0,1646 (0,2003)	0,2134 (0,2213)
% alunos rural		-0,6018 (-1,1228)	-0,0159 (-0,0264)	-0,0786 (-0,1043)	0,1111 (0,1790)	0,2339 (0,2835)
Constante	-0,0441 (-0,0933)	1,0449 (0,9662)	-1,3991 (-1,0596)	-2,8462 (-0,9699)	-1,6551 (-1,2170)	-4,7628 (-1,4391)
ρ			3,6015*** (5,3337)	4,5789*** (4,2664)		
ρ_1					1,6871 (1,1241)	0,8891 (0,3803)
ρ_2					4,4151*** (4,9847)	6,1217*** (4,3272)
$\rho_1 - \rho_2$					-2,7280 (-1,45)	-5,2326* (-1,83)
Dummy de Ano	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Variáveis Independentes dos Vizinhos (WX)	nenão	nenão	nenão	sim	nenão	sim
Instrumentos			42[WX, W^2X]	W^2X	[WX, W^2X]	W^2X
Restrições Sobre-identificadas (χ^2) ^a	-	-	23,925	15,417	20,903	10,169

Total de Obs:1198.

6 Considerações Finais

O objetivo deste trabalho é avaliar os determinantes políticos da descentralização do Ensino Fundamental no Brasil. Para isso avaliamos os efeitos das relações intergovernamentais verticais e horizontais sobre o nível de descentralização da educação. A primeira relação se refere ao alinhamento político entre prefeitos e governadores. Já a segunda se refere à interação espacial entre municípios na adoção de políticas de descentralização da educação. Adicionalmente, verificamos se o fato do prefeito pertencer ao mesmo partido governador altera os incentivos para os prefeitos se engajarem em uma competição local em termos de políticas de descentralização.

Avaliamos três indicadores de descentralização: “% massa salarial”, “% alunos municipais” e “Material Estruturado”. Cada indicador se propõe a mensurar uma dimensão da descentralização na educação. O primeiro mede a descentralização fiscal, o segundo mede a descentralização administrativa, e o último mede a descentralização pedagógica.

As metodologias utilizadas são adequadas ao formato das variáveis dependentes. Dessa forma, para os indicadores de descentralização fiscal e administrativo, ambos censurados em 0 e 1, usamos o estimador não espacial para painéis com Efeitos Fixos de Alan, Honoré & Leth-Petersen(2008). Já para variável binária “Material Estruturado” o estimador usado é o Probit Empilhado. Usamos estimadores de Efeitos Fixos para painéis espaciais com um e dois regimes. Tais estimadores são obtidos por Máxima Verossimilhança e foram aplicados aos indicadores de descentralização fiscal e administrativa. Para o indicador de descentralização pedagógica usamos o estimador Probit com Variáveis Instrumentais para um painel empilhado.

Os resultados mostram que o alinhamento político entre incumbentes e governadores aumenta o nível de descentralização educacional medidos por todos os indicadores propostos. Esse resultado sugere que o apoio político e maior proximidade facilitam o processo de negociação da descentralização. Sobre a relação horizontal, encontramos uma forte correlação espacial na implementação de políticas públicas de descentralização da educação. Por fim, na análise de dois regimes, concluímos que os prefeitos do mesmo partido do governador apresentam menos incentivos a se envolverem em uma competição com os vizinhos em termos de políticas de descentralização. Uma possível explicação para isso é a de que tais incumbentes se encontram em situação vantajosa frente aos adversários do governador em termos de políticas de descentralização, e não necessitam competir nesses termos.

Referências

- [1] Alan, S.; Honoré,B.; Leth-Petersen, S. (2008), Estimation of Panel Data Models with Two-Sided Censoring. *Working Paper*.
- [2] Allers, M.; Elhorst, P. (2005), Tax Mimicking and Yardstick Competition Among Local Governments in the Netherlands. *International Tax and Public Finance*, 12(4):493-513.
- [3] Alderman, H. (2002), Do local officials know something we don't? Decentralization of target transfers in Albania. *Journal Public Economics*, 83:375-404.
- [4] Alesina, A.; Baqir, R.; Easterly,W. (1996). Public goods and ethnic division. *Mimeo, The World Bank*.
- [5] Anselin, L.; Bera, A.; Florax, R.; Yoon, M. (1996), Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics*, 26(1):77-104.
- [6] Arvate, P.; Zoghbi, A. (2010), Intergenerational conflict and public education expenditure when there is co-residence between the elderly and young. *Economics of Education Review*, 29(6): 1165-1175.
- [7] Bergstrom, T. C., Rubinfeld; D. L.; Shapiro, P. (1982), Micro-Based Estimates of Demand Functions for Local School Expenditures. *Econometrica*, 50(5): 1183-1205.
- [8] Besley, T.; Case, A.(1995), Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-setting, and Yardstick Competition. *American Economic Review*, 85:25-45.
- [9] Besley, T.; Coate, S. (1997), An economic model of representative democracy. *Quarterly Journal of Economics*, 112(1):85-114.
- [10] Besley, T.; Coate, S. (2003),Central versus Local Provision of Public Goods: A Political Economy Analysis. *Journal of Public Economics*,87(4):2611-2637.
- [11] Besley, T. ; Smart, M. (2007), Fiscal restraints and voter welfare. *Journal of Public Economics*, 91(3-4):755-773.
- [12] Berry, C.; Burden, B.; Howell, W. (2010), The president and the distribution of federal spending. *American Political Science Review*,104(4):783-99.
- [13] Bivand, R.; Szymanski, S. (2000), Modelling the spatial impact of the introduction of compulsive competitive tendering. *Regional Science and Urban Economics*, 30(2): 203-219.

- [14] Borcherding, T. E.; Deacon, R. T. (1972), The Demand for the Services of Non-Federal Governments. *The American Economic Review*, 62(5), 891-901.
- [15] Bordignon, M.; Cerniglia, F.; Revelli, F. (2004), Yardstick competition in intergovernmental relationships: theory and empirical predictions. *Economics Letters*, 83(3): 325-333.
- [16] Brown, C; Oates, W. (1985), Assistancy to the poor in a Federal System. *Journal of Public Economics*, 32:307-330.
- [17] Brueckner, J. (2003), Strategic interaction among governments: an overview of empirical studies. *International Regional Science Review*, 26(2): 175-188.
- [18] Castro, J. A. (1998), O Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e Valorização do Magistério (FUNDEF) e seu Impacto no Financiamento do Ensino Fundamental. *IPEA: Texto para Discussão*, 604.
- [19] D'atri, F. (2007) , Municipalização do ensino fundamental da rede pública: os impactos sobre o desempenho escolar. *Fundação Getúlio Vargas, Escola de Economia de São Paulo, Dissertação de Mestrado*.
- [20] Elhorst, P.; Fréret, S. (2009), Evidence of political yardstick competition in France using a two-regime spatial Durbin model with Fixed effects. *Journal of Regional Science*, 49(5): 931-951.
- [21] Epstein, G.; Gang, I. (2001), Government and Cities: Rent-seeking and the Decentralization of Decision Making. In: *Social Policies and the Cities, CEPR/DIW conference*, Berlin.
- [22] Faguet, J.(2004), Does Decentralization increase government responsiveness to local needs? Evidence from Bolivia. *Journal Public Economics*, 88:867-893.
- [23] Fiva, J.H. (2005), New Evidence on the Effect of Fiscal Decentralization on the Size and Composition of Government. *Public Finance Analysis*, 62:2.
- [24] Franco, A. M.; Menezes-Filho, N. A. (2010), Os Impactos do FUNDEF sobre Indicadores Educacionais. In: *XXXVIII Encontro Nacional de Economia, 2010, Salvador. Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia*.
- [25] Greene, W. (2004), Fixed effects and bias due to the incidental parameters problem in the Tobit model, *Econometric Reviews*, Vol. 23 No. 2, pp. 125-147.

- [26] Grossman, P. (1994). A political theory of intergovernmental grants. *Public Choice*, 78:295-303.
- [27] Gropello, E. (2002), An Assessment of the Impact of Decentralization on the Quality of Education in Chile. *World Bank Economists' fForum*, 2:117-154.
- [28] Inman, R. P. (1987), Federal Assistance and Local Services in the United States: The Evolution of an New Federalism Fiscal Order. *Working Paper, National Bureau of Economic Research*, 2283
- [29] Kelejian, H.; Prucha, I. (1998), A Generalized Spatial Two-Stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(1):99-121.
- [30] Jametti, J; Joanis,M (2009), Determinants of fiscal decentralization: political economy aspects. *Working Papers,Institut d'Economia de Barcelona*.
- [31] Lee, L. (2004), Asymptotic Distributions of Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Autoregressive Models. *Econometrica*, 72(6):1899-1925.
- [32] Leme, M.C.S; Louzano, P.; Ponczek, V.; Souza, A. P. (2012), The Impact of Structured Teaching Methods on the Quality of Education. *Economics of Education Review*.
- [33] Lockwood, B. (2005), Fiscal decentralization: a political economy perspective. In: *E.Ahamad and G.Brosio (eds). Handbook of Fiscal Federalism. Edward Elgar*.
- [34] Louzano, Paula. (2010), Pesquisa do Material Estruturado nos Municípios Paulistas.
- [35] Mendes, M.(2004), Análise das irregularidades na administração municipal do FUN DEF: constatações do programa de fiscalização a partir de sorteios públicos da Controladoria-Geral da União. *CGU*.
- [36] Neyman, J.; Scott, E. (1948), Consistent estimates of Based on Partially Consistent Observations. *Econometrica*, 16:1-32.
- [37] Oates, W. (1972), Fiscal Federalism. *Harcourt Brace Jovanovich*, New York.
- [38] Oates, W. (2008), On The Evolution of Fiscal Federalism: Theory and Institutions. *National Tax Journal*, 61:313-334.
- [39] Oates, W.(1999), An Essay on Fiscal Federalism. *Journal of Economic Literature*, 37:1120-1149.

- [40] Oates, W.(1993), Fiscal Decentralization and Economic Development. *National Tax Journal*, 46:231-237.
- [41] Orellano, V.; Rocha, F.; Mattos, E.; Zoghbi A.C.P.(2012), Descentralização fiscal e municipalização do Ensino Fundamental: impactos sobre os indicadores de desempenho educacional. *Revista da ANPEC*, 13:529:552.
- [42] Panizza, U.(1999), On the determinants of fiscal centralization: Theory and evidence. *Journal of Public Economics*, 74, cap.1:97-139.
- [43] Poterba, J. M. (1997), Demographic structure and the political economy of public education. *Journal of Policy Analysis and Management*, 16(1): 48-66.
- [44] Porto, A; Sanguinetti,P.(2001), Political Determinants of Intergovernmental Grants: Evidence from Argentina. *Economics and Politics*, 13:3.
- [45] Revelli, F. (2006), erformance rating and yardstick competition in social service provision. *Journal of Public Economics*, 90(3):458-474.
- [46] Revelli, F. (2008), ‘Performance competition in local media markets. *Journal of Public Economics*, 92(7):1585-1594.
- [47] Revelli, F.; Tovmo, P. (2007), Revealed yardstick competition: local government efficiency patterns in Norway. *Journal of Urban Economics*, 62(1):121-134.
- [48] Rincke, J. (2009), Yardstick competition and public sector innovation, *International Tax and Public Finance*, 16(3):337-361.
- [49] Salmon, P. (1987), Decentralization as an Incentive Scheme. *Oxford Review of Economic Policy*, 3(2):24-43.
- [50] Solé-Ollé, A. (2006), The effects of party competition on budget outcomes: Empirical evidence from local governments in Spain. *Public Choice*, 126(1): 145-176.
- [51] Solé-Ollé,A.; Sorribas-Navarro, P.(2008),The effect of partisan alignment on the al-location of intergovernmental transfers: Differences-in-differences estimates for Spain. *Journal of Public Economics* 92 (12): 2302-19.
- [52] Stegarescu, D. (2009), The effects of economic and political integration on fiscal decentralization: evidence from OECD countries. *Canadian Economics Association*, 42(2):694-718.

- [53] Stegarescu, D. (2005), Costs, Preferences, and Institutions:An Empirical Analysis of the Determinants of Government Decentralization. *Discussion Paper*, 05:39.
- [54] Tiebout, C. (1956), A pure theory of local expenditures. *Journal of Political Economy*, 64:416-424
- [55] Wallis, J.J; Oates, W. (1988), Decentralization in the Public Sector: An empirical Study of state and Local Government. *Fiscal Federalism: Quantitative Studies, University of Chicago Press*,5-32.
- [56] Winkler, D; Gershberg, A.I. (2000), Education Decentralization in Latin America: The Effects on the Quality of Schooling. *The World Bank: Paper Series*, 59.

The **Economics and Politics (CNPq) Research Group** started publishing its members' working papers on June 12, 2013. Online publication occurs every Wednesday. Please check the list below and click at <http://econpolrg.com/working-papers/> to access all publications.

Number	Date	Publication
28/2013	09-25-2013	Interações verticais e horizontais entre governos e seus efeitos sobre as decisões de descentralização educacional no Brasil, Ana Carolina Zoghbi, Enlinson Mattos and Rafael Terra
27/2013	09-18-2013	Partidos, facções e a ocupação dos cargos de confiança no executivo federal (1999-2011), Felix Lopez, Mauricio Bugarin and Karina Bugarin
26/2013	09-11-2013	Metodologias de Análise da Concorrência no Setor Portuário, Pedro H. Albuquerque, Paulo P. de Britto, Paulo C. Coutinho, Adelaida Fonseca, Vander M. Lucas, Paulo R. Lustosa, Alexandre Y. Carvalho and André R. de Oliveira
25/2013	09-04-2013	Balancing the Power to Appoint officers, Salvador Barberà and Danilo Coelho
24/2013	08-28-2013	Modelos de Estrutura do Setor Portuário para Análise da Concorrência, Paulo C. Coutinho, Paulo P. de Britto, Vander M. Lucas, Paulo R. Lustosa, Pedro H. Albuquerque, Alexandre Y. Carvalho, Adelaida Fonseca and André Rossi de Oliveira
23/2013	08-21-2013	Hyperopic Strict Topologies, Jaime Orillo and Rudy José Rosas Bazán
22/2013	08-14-2013	Há Incompatibilidade entre Eficiência e Legalidade? Fernando B. Meneguin and Pedro Felipe de Oliveira Santos
21/2013	08-07-2013	A Note on Equivalent Comparisons of Information Channels, Luís Fernando Brands Barbosa and Gil Riella
20/2013	07-31-2013	Vertical Integration on Health Care Markets: Evidence from Brazil, Tainá Leandro and José Guilherme de Lara Resende
19/2013	07-24-2013	A Simple Method of Elicitation of Preferences under Risk, Patrícia Langasch Tecles and José Guilherme de Lara Resende
18/2013	07-17-2013	Algunas Nociones sobre el Sistema de Control Público en Argentina con Mención al Caso de los Hospitales Públicos de la Provincia de Mendoza, Luis Federico Giménez
17/2013	07-10-2013	Mensuração do Risco de Crédito em Carteiras de Financiamentos Comerciais e suas Implicações para o Spread Bancário, Paulo A. P. de Britto and Rogério N. Cerri
16/2013	07-03-2013	Previdências dos Trabalhadores dos Setores Público e Privado e Desigualdade no Brasil, Pedro H. G. F. de Souza and Marcelo Medeiros
15/2013	06-26-2013	Incentivos à Corrupção e à Inação no Serviço Público: Uma análise de desenho de mecanismos, Maurício Bugarin and Fernando Meneguin
14/2013	06-26-2013	The Decline in inequality in Brazil, 2003–2009: The Role of the State, Pedro H. G. F. de Souza and Marcelo Medeiros
13/2013	06-26-2013	Productivity Growth and Product Choice in Fisheries: the Case of the Alaskan pollock Fishery Revisited, Marcelo de O. Torres and Ronald G. Felthoven
12/2013	06-19-2003	The State and income inequality in Brazil, Marcelo Medeiros and Pedro H. G. F. de Souza
11/2013	06-19-2013	Uma alternativa para o cálculo do fator X no setor de distribuição de energia elétrica no Brasil, Paulo Cesar Coutinho and Ângelo Henrique Lopes da Silva
10/2013	06-12-2013	Mecanismos de difusão de Políticas Sociais no Brasil: uma análise do Programa Saúde da Família, Denilson Bandeira Coêlho, Pedro Cavalcante and Mathieu Turgeon
09/2013	06-12-2013	A Brief Analysis of Aggregate Measures as an Alternative to the Median at Central Bank of Brazil's Survey of Professional Forecasts, Fabia A. Carvalho

Number	Date	Publication
08/2013	06-12-2013	On the Optimality of Exclusion in Multidimensional Screening, Paulo Barelli, Suren Basov, Mauricio Bugarin and Ian King
07/2013	06-12-2013	Desenvolvimentos institucionais recentes no setor de telecomunicações no Brasil, Rodrigo A. F. de Sousa, Nathalia A. de Souza and Luis C. Kubota
06/2013	06-12-2013	Preference for Flexibility and Dynamic Consistency, Gil Riella
05/2013	06-12-2013	Partisan Voluntary Transfers in a Fiscal Federation: New evidence from Brazil, Mauricio Bugarin and Ricardo Ubrig
04/2013	06-12-2013	How Judges Think in the Brazilian Supreme Court: Estimating Ideal Points and Identifying Dimensions, Pedro F. A. Nery Ferreira and Bernardo Mueller
03/2013	06-12-2013	Democracy, Accountability, and Poverty Alleviation in Mexico: Self-Restraining Reform and the Depoliticization of Social Spending, Yuriko Takahashi
02/2013	06-12-2013	Yardstick Competition in Education Spending: a Spatial Analysis based on Different Educational and Electoral Accountability Regimes, Rafael Terra
01/2013	06-12-2013	On the Representation of Incomplete Preferences under Uncertainty with Indecisiveness in Tastes, Gil Riella