



ESPACIO ABIERTO

Cuaderno Venezolano de Sociología



Separata: ***GINO GEMANI (1911-1979): La opción por una sociología científica***

Auspiciada por la International Sociological Association (ISA)
y la Asociación Latinoamericana de Sociología (ALAS).
Revista oficial de la Asociación Venezolana de Sociología (AVS)

Volumen 32
Nº 1
enero-marzo, 2023

1



Volumen 32 N° 1 (enero-marzo) 2023, pp.118-137
ISSN 1315-0006. Depósito legal pp 199202zu44
DOI: <https://doi.org/10.5281/zenodo.7776026>

O impacto das transferências do Fundeb nos gastos com educação nos municípios brasileiros

Ana Carolina da Silva y Wellington Ribeiro Justo***

Resumo

A teoria do federalismo fiscal indica que a despesa em uma área específica pode aumentar menos do que as transferências feitas para aquela área, sendo o restante dos repasses gasto no financiamento de outros bens e serviços, ou para reduzir a arrecadação de impostos. Esta questão é conhecida como efeito fungibilidade das transferências. Nesse sentido, o objetivo deste trabalho é estimar, a partir de modelos de regressão quantílica com efeitos fixos para dados em painel e painel dinâmico, entre o período de 2013 e 2018, a resposta das despesas municipais em educação às transferências condicionais do Fundeb, procurando verificar se os recursos estão, de fato, sendo direcionados a serviços de educação. Os resultados do modelo de regressão quantílica com efeitos fixos indicam que para cada aumento de R\$ 1 nas transferências do Fundeb, R\$ 0,38/capita é alocado em outros gastos, se analisado o quantil de maiores gastos com educação. Os resultados do modelo de painel dinâmico, assim como no modelo de regressão quantílica com efeitos fixos, indicam que há fungibilidade nas transferências do Fundeb, em que para cada aumento de R\$ 1 nas transferências, R\$ 0,46/capita dos recursos são destinados a outros setores. Portanto, com base nos resultados encontrados, conclui-se que há evidências de fungibilidade nas transferências do Fundeb, com isso, reduzindo a qualidade da educação e, no longo prazo, prejudicando o desenvolvimento econômico.

Palavras-chave: Educação; Fundeb; Fungibilidade; Regressão quantílica com efeitos fixos; Painel dinâmico; Municípios brasileiros

*Universidade Federal da Paraíba. João Pessoa, Brasil. E-mail: anacarol.economista@gmail.com
ORCID: 0000-0003-4866-1302

**Universidade Regional do Cariri. Crato, Ceará, Brasil. E-mail: justow@yahoo.com.br
ORCID: 0000-0002-4182-4466

The impact of Fundeb transfers on educational expenditure in Brazilian municipalities

Abstract

The theory of fiscal federalism indicates that expenditure in a specific area may increase less than transfers made to that area, with the remainder of the transfers being spent to finance other goods and services, or to reduce tax collection. This issue is known as the fungibility effect of transfers. In this sense, the objective of this work is to estimate, from quantile regression models with fixed effects for panel and dynamic panel data, between the period 2013 and 2018, the response of municipal education expenditures to Funded conditional transfers, looking for verify if the resources are, in fact, being directed to education services. The results of the quantile regression model with fixed effects indicate that for each R\$ 1 increase in Fundeb transfers, R\$ 0,38/capita is allocated to other expenditures, if the quantile with the highest expenditures on education is analyzed. The results of the dynamic panel model, as well as the quantile regression model with fixed effects, indicate that there is fungibility in Fundeb transfers, in which for each increase of R\$1 in transfers, R\$ 0,46/capita of resources are allocated to other sectors. Therefore, based on the results found, it is concluded that there is evidence of fungibility in Fundeb transfers, thus reducing the quality of education and, in the long term, harming economic development.

Keywords: Education; Fundeb; Fungibility; Quantile regression with fixed effects; Dynamic panel. Brazilian municipalities

INTRODUCCIÓN

Os entes políticos subnacionais têm dificuldade em arrecadar receitas notadamente em nível de municípios. Diante disso, para que as esferas inferiores do governo possam realizar um orçamento de modo equilibrado e condizente com a estrutura de custos existente, é necessária a realização de transferências intergovernamentais. Dito isto, a União realiza transferências fiscais aos demais entes federados com o intuito principal de permitir um maior equilíbrio das finanças destes e manutenção das políticas públicas em sistemas federados. Isso ocorre tendo em vista que o governo central tem ganhos de eficiência quanto à arrecadação tributária, sendo assim o mais capaz de financiar os bens e serviços que produz e originar uma quantidade de recurso suficiente para ser transferido aos demais entes (Duarte, 2009).

Os recursos podem estar destinados a dispêndios em determinadas áreas como, por exemplo, saúde e educação, sendo assim chamados de transferências condicionais, por outro lado, podem não estar vinculadas a nenhum tipo de despesa, sendo assim conhecidos como transferências incondicionais. Nesse sentido, no Brasil, tem-se como um exemplo de transferência condicional o Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação

Básica e de Valorização dos profissionais da Educação (FUNDEB). Os recursos do Fundeb destinam-se a financiar a educação básica, em que esta, de acordo com a Lei de Diretrizes e Bases da Educação (LDB – 9.394/96), engloba a educação infantil, o ensino fundamental obrigatório de 9 anos e o ensino médio.

Entretanto, há evidências na literatura de que o gasto em uma determinada área aumenta em uma quantidade menor do que o volume da transferência, sendo o restante dos repasses direcionados a outros bens e serviços públicos. Essa questão é conhecida como efeito fungibilidade (*fungibility effect*) das transferências. De modo geral, a fungibilidade pode ser definida como a substituição do financiamento público pela transferência obrigatória, passando este a ser usado para gastos em outros setores ou para redução de impostos. Isso implica que recursos vinculados substituem, ao invés de complementar, os gastos locais destinados para um determinado propósito (Parmagnani e Rocha, 2017).

Uma das inovações no contexto da educação no Brasil foi a recente instituição do Fundeb como instrumento permanente de financiamento da educação pública por meio da Emenda Constitucional nº 108, de 27 de agosto de 2020. Diante disso, é importante avaliar se os recursos transferidos no âmbito do Fundeb foram de fato empregados no destino esperado, com o intuito de melhor aproveitamento dos repasses futuros, dada a sua permanência.

Sendo assim, tendo em vista da carência de estudos na literatura brasileira que abordam a questão da fungibilidade das transferências na área da educação, o objetivo deste trabalho é estimar, a partir de modelos de regressão quantílica com efeitos fixos para dados em painel e painel dinâmico, entre o período de 2013 e 2018, a resposta das despesas municipais em educação às transferências condicionais do Fundeb, procurando verificar se os recursos estão, de fato, sendo direcionados a serviços de educação. Vale destacar que será utilizado esse período de análise tendo em vista os dados disponíveis.

Ademais, é importante ressaltar que para financiar as despesas locais com educação são utilizadas tanto as receitas próprias dos municípios quanto as transferências recebidas da União. Tendo em vista que as transferências intergovernamentais são de suma importância para o desenvolvimento da educação local, é válido analisar se estes recursos estão, de fato, sendo direcionados a esta área. Ou seja, para as despesas totais em educação, uma vez que as transferências deveriam ser aplicadas integralmente no setor, o intuito é verificar se a totalidade dos recursos transferidos pelo governo está sendo utilizada em serviços de educação ou para outros serviços que não a educação a nível local.

O artigo está organizado em cinco seções, sendo que a próxima seção apresenta a revisão de literatura; a terceira seção apresenta a metodologia utilizada; a quarta seção aborda análise e discussão dos resultados; e, por fim, na última seção é exposta a conclusão do trabalho.

REVISÃO DE LITERATURA

Quanto às transferências condicionais, há evidências na literatura de que as despesas em uma determinada área aumentam em um volume menor do que o valor da transferência e o restante do repasse seja direcionado a outros bens e serviços públicos. Esse fato é conhecido como efeito fungibilidade das transferências. De modo geral, a fungibilidade pode ser definida como a substituição do financiamento público pela transferência obrigatória, passando este a ser usado para gastos em outros setores ou para redução de

impostos. Isso implica que os recursos vinculados substituem, ao invés de complementar, os gastos locais destinados para um determinado propósito.

De acordo com Shah (2006), a fungibilidade depende do valor que já é gasto naquele setor ao qual é destinado a transferência, além disso, também depende da prioridade relativa que é dada a este tipo de gasto. Se o dispêndio próprio do receptor naquela área já é maior que o valor da transferência condicional, pode não haver um impacto esperado sobre o aumento do gasto. Porém, pelo menos as transferências condicionais garantiriam que o montante recebido fosse aplicado para o propósito específico, seja com recursos próprios ou das transferências.

Vale ressaltar que a literatura que trata a respeito do impacto de transferências condicionais sobre as despesas não é tão vasta. A seguir serão apresentados os resultados obtidos por estudos que analisaram essa questão.

No âmbito da educação, Craig e Inman (1982) analisaram o impacto no financiamento e oferta da educação nos Estados Unidos, em decorrência da reforma adotada pelo presidente do país, Ronald Regan, em 1982, e concluem que as transferências para esta área originam recursos para serem utilizados em outros serviços públicos e na redução de impostos. Os autores analisaram quatro programas, dois sem contrapartida e dois com contrapartida. De acordo com os resultados obtidos, as transferências intergovernamentais *lump-sum* para os estados têm um impacto marginal de US\$ 0,43. Ou seja, US\$ 0,57 dos recursos são destinados a outras áreas.

Além disso, Fisher e Papke (2000) realizaram uma síntese de diversas questões e resultados que estão interligados ao financiamento da educação nos Estados Unidos, com foco nas respostas dos gastos às transferências para educação, que em grande maioria são transferências condicionais sem contrapartida. Onde, os resultados indicam que a resposta dos gastos locais varia entre US\$0,30 e US\$0,70, por dólar de transferência para a educação recebida pelos estados. Quanto às transferências federais, os gastos locais variam entre US\$ 0,20 e US\$ 0,90. Isso significa que, na média, grande parte dos recursos recebidos não está sendo utilizado na área a qual foi destinado.

Levaggi e Zanola (2003) analisaram o impacto das transferências sem contrapartida nos gastos regionais em cuidados de saúde na Itália. Quando a restrição orçamentária é fraca, encontram evidências de um efeito marginal igual a US\$0,84 para as transferências e US\$ 0,01 para a renda privada, ocasionando o efeito *flypaper*.¹

Gordon (2004) realizou um estudo para os Estados Unidos próximo ao proposto por este trabalho. O intuito do estudo foi verificar o efeito do Title I sobre os gastos escolares e examinar como os governos locais e estaduais responderam às mudanças no programa federal. O autor encontrou evidências de que as transferências federais para a educação de alunos de baixa renda ocasionaram, de início, uma elevação da receita total do distrito escolar e uma ampliação da despesa com educação. Em que, o coeficiente estimado é igual a US\$ 1,41, ou seja, de início os recursos eram de fato destinados à educação. No entanto, no terceiro ano, o coeficiente estimado passa a não ser estatisticamente significativo, com isso, refletindo a substituição dos recursos próprios do distrito escolar pelas transferências,

1 O efeito *flypaper* é caracterizado como o recebimento de transferências fiscais incondicionais e sem contrapartida (*lump sum*) que ocasiona um aumento das despesas públicas locais maior do que um aumento equivalente na renda pessoal (HINES; THALER, 1995; HAMILTON, 1986).

isto é, as transferências deixaram de ser utilizadas para aumentar os gastos. Como afirma Tamura (2005), qualquer recurso recebido de fora está sujeito a sofrer fungibilidade, seja por meio de transferências, empréstimos ou doações.

Van de Walle e Mu (2007) avaliaram o impacto do Projeto de Transporte Rural, financiado pelo Banco Mundial, sobre a manutenção e construção de estradas no Vietnã. Eles encontraram evidências de que, embora os impactos da ajuda do projeto nos quilômetros de estradas reabilitadas tenham sido menores do que o pretendido, mais estradas foram construídas nas áreas do projeto. De acordo com os resultados, houve fungibilidade dentro do setor, mas que a ajuda ficou em grande parte a esse setor. Ou seja, os recursos não foram desviados para outros setores.

Marc (2012) utilizou um painel dinâmico para o período de 1980 a 2009 com o intuito de analisar a fungibilidade da ajuda externa e encontrou evidências desse efeito nas ajudas internacionais recebidas por 91 países em desenvolvimento. De acordo com os resultados, 80% dos recursos recebidos para serem aplicados em um determinado propósito acabam sendo substituídos, em vez de o governo aumentar os seus gastos no curto prazo.

Parmagnani e Rocha (2017) fizeram uma análise sobre o efeito fungibilidade dos recursos nos municípios brasileiros, com o intuito de analisar se as transferências intergovernamentais estão, de fato, sendo gastas com serviços de saúde. Para realizar tal análise, os autores utilizam modelos clássicos em painel e regressões quantílicas com efeitos fixos para os anos de 2002 a 2008 e descobriram que o aumento de R\$ 1 nas transferências federais para a saúde aumenta as despesas municipais com saúde em R\$ 0,88, ou seja, R\$ 0,12 são desviados para gastos com outros bens e serviços.

Macedo (2021) utilizando modelos de painel dinâmico e de painel com efeitos fixos para o período de 2013 a 2017, verificou o impacto das transferências do Sistema Único de Assistência Social (SUAS) sobre os gastos em assistência social nos municípios brasileiros, com o intuito de analisar se os repasses estão realmente sendo destinados a serviços de assistência social. As estimativas obtidas indicam que a cada um real transferido aumenta as despesas em assistência em R\$ 0,47. Ou seja, dos recursos destinados ao SUAS, R\$ 0,47 são destinados a essa área e R\$ 0,53 são destinados a outras áreas, assim, evidenciando a fungibilidade dos recursos.

METODOLOGIA

Esta seção tem como objetivo apresentar os dados e a metodologia utilizada neste estudo. A base de dados utilizada para a estimação do modelo econométrico será estruturada na forma de painel. Essa é uma técnica que constitui de uma combinação de corte transversal com séries de tempo. Assim, um painel tem duas dimensões de variação dos dados, uma espacial e outra temporal (Sonaglio, 2010).

1. Dados

A base de dados² é composta pelos 5568 municípios brasileiros durante o período

2 Seguindo um padrão utilizado pela literatura, todas as variáveis serão divididas pela população total do

de 2013 a 2018. Todas as variáveis em unidades monetárias foram deflacionadas pelo índice geral de preços da Fundação Getúlio Vargas (IGP-DI). Os dados utilizados nesse estudo são provenientes da base de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, complementada com informações do IPEADATA, do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), da Base de Finanças Municipais do Brasil (FINBRA), da Secretaria do Tesouro Nacional (STN), do Sistema de Emprego FINRJAN (Federação de Indústrias do Rio de Janeiro), do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS) e as informações sobre os partidos políticos são provenientes do Tribunal Superior Eleitoral (TSE).

2 Descrição das variáveis

A variável dependente é o gasto total em educação e a variável explicativa de interesse é a transferência do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica e de Valorização dos Profissionais da Educação (FUNDEB), ambas obtidas do Finbra, Tesouro Nacional, em termos *per capita*³. O quadro 1 apresenta a descrição das variáveis explicativas utilizadas na análise e a fonte.

Quadro 1: Descrição das variáveis explicativas

Variável	Descrição	Fonte
Fundeb	Variável explicativa de interesse. Transferências do Fundeb	Finbra
Royalties	Transferências dos <i>royalties</i> do petróleo	Finbra
FPM	Transferências de recursos do FPM	Finbra
Outras transf.	Transferências deduzidas de todas as transferências anteriores	Finbra
Saneamento	Saneamento dos municípios. Utilizado como <i>proxy</i> para a população urbana.	SNIS
Dependência	Razão entre transferências correntes e receitas correntes	Finbra
População total	População total do município	Finbra
PIB	PIB municipal. Utilizado como <i>proxy</i> da renda dos municípios.	IBGE
IFDM	Índice FIRJAN de desenvolvimento municipal. Utilizado como <i>proxy</i> do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM)	FIRJAN
População com até 15 anos	Projeção da informação censitária obtida pela razão entre a população de até 15 anos e a população total do município	IBGE
Densidade demográfica	Projeção da informação censitária obtida pela razão entre a população residente total e a área do município	IBGE
Proporção de vereadores	Proporção de vereadores do mesmo partido do prefeito	Ipeadata e TSE
Dummy partido prefeito e governo	Dummy igual a 1 se o partido do prefeito e do governador é o mesmo	Ipeadata e TSE
Dummy partido prefeito e presidente	Dummy igual a 1 se o partido do prefeito e do presidente é o mesmo	Ipeadata e TSE
Dummy partido prefeito e presidente	Dummy igual a 1 se o partido do prefeito, do governador e do presidente é o mesmo	Ipeadata e TSE

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

município para que seja realizada uma melhor comparação entre os municípios.

3 Pela população total do município.

Ademais, foram consideradas na análise as transferências de *royalties* e as transferências do Fundo de Participação dos Municípios (FPM), em que ambas são obrigatórias, incondicionais e sem contrapartida, assim, o município tem total autonomia na aplicação dos recursos recebidos, podendo distribuí-los de forma mais adequada com base nas necessidades locais da população.

Além destas variáveis, foi incluído o PIB *per capita* do município, como *proxy* para a renda dos residentes municipais e variáveis que captam as características populacionais, socioeconômicas e políticas que podem explicar as despesas com educação dos municípios. Vale ressaltar, que as variáveis IFDM e saneamento foram utilizadas como *proxys* das variáveis IDHM e população urbana, respectivamente. Dito isto, a tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas da variável dependente e das variáveis explicativas por município.

Tabela 1: Estatísticas descritivas das variáveis por município

Variável	Média	Desvio - padrão	Mínimo	Máximo
Gastos com educação	448,67	169,44	0,020	3683,17
Fundeb	246,75	103,25	12,717	1714,24
FPM	482,47	354,34	8,280	4578,95
<i>Royalties</i>	35,484	211,66	0,256	14347,08
Outras transf.	154044,1	1430885	-1728,39	2,22e+08
PIB	10851,15	11072,54	171,18	455536, 3
População	36845,93	216032,00	786	1.22e+07
Densidade	117,65	612,77	0,058	14067,49
Saneamento	31189,42	214489,4	166	1.21e+07
Pop. 15 anos	35497,05	206072,8	540,98	1.15e+07
IFDM	0,666	0,101	0,296	0,922
Dependência	0,436	7,688	0,003	864,02
Vereadores	54,98	0,730	9	55
Pref = Pres (dummy)	0,072	0,258	0	1
Pref = Gov (dummy)	0,173	0,378	0	1
Pref = Pres = Gov (dummy)	0,031	0,173	0	1

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do estudo e no software Stata.

Com base nos dados apresentados na tabela 1, observa-se que as despesas *per capita* com educação variam bastante entre os municípios. Com isso, tendo em vista a heterogeneidade das despesas municipais *per capita*, serão estimados modelos de regressão quantílica com efeitos fixos e painel dinâmico para dar mais robustez aos resultados do estudo.

3. Regressão Quantílica para dados em painel

Para analisar o impacto das transferências do Fundeb sobre os gastos com educação nos municípios brasileiros, será utilizado um modelo de regressão quantílica com efeitos fixos, tendo em vista que não podemos negligenciar a existência de um efeito específico (heterogeneidade não observada) e que além disso, provavelmente, ele seja correlacionado com o erro.

A utilização de modelos em painel reside na possibilidade de explorar, de modo simultâneo, variações das variáveis dispostas ao longo do tempo e entre diferentes unidades de corte transversal. Esta técnica de agregação de séries temporais e dados em corte transversal permite a estimação mais completa eficiente de modelos econométricos. Todavia, a estimação de tais modelos se torna mais complexa na medida em que aumenta a heterogeneidade entre as unidades de corte transversal (Nunes et al., 2013).

Wooldridge (2010) ressalta que a regressão em dados de painel considera em um mesmo modelo estatístico dados em cortes transversal de um conjunto de indivíduos *cross-section* onde esses variam e o tempo fica constante e dados em séries de tempo, nos quais o número de indivíduos permanece constante e o tempo varia. Sendo assim, tendo em vista a união dessas duas características, a utilização de dados de painel proporciona algumas vantagens, destacando-se a heterogeneidade dos indivíduos, o maior nível de informação a respeito das variáveis explicativas, menor colinearidade, podendo evitar o problema de multicolinearidade, e maior grau de liberdade para o modelo (Nunes et al., 2013).

Acrescenta-se ainda como benefício a maior quantidade de informações disponíveis sobre as variáveis de estudo. Com isso, fortalecendo a eficiência da estimação do modelo em painel, sendo possível identificar e medir efeitos os quais as análises puramente temporais ou seccionais não permitem. Além disso, estruturas de dados em painel auxiliam na construção de modelos que comparam indivíduos com características distintas (Nunes et al., 2013). Contudo, torna-se necessário atentar para os problemas de autocorrelação e correlação cruzada – entre as unidades individuais no mesmo momento de tempo –, além da heterocedasticidade (Sonaglio, 2010).

A especificação de um modelo de dados em painel é dada por:

$$Y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que: Y_{it} é a variável dependente; α_i é um componente fixo que capta a heterogeneidade entre as unidades de análise, o subscrito i , sugere que os interceptos podem ser diferentes em cada unidade; X_{it} representa o conjunto de variáveis explicativas; β é o vetor de coeficientes que serão estimados e ε_{it} é o termo de erro onde, por suposição, $E(\varepsilon_{it} | X_i, \alpha_i) = 0$.

Segundo Vieira, Ceretta e Da Fonseca (2011) há, basicamente, três formas de simplificar e ajustar o modelo geral a fim de torná-lo mais funcional: Modelo *Pooled* (agrupado), Fixed-Effects Model (Efeitos Fixos) e o Random Effects (Efeitos Aleatórios). No primeiro modelo o intercepto é o mesmo para toda a amostra, ou seja, assume-se que todos os elementos da amostra possuem comportamento idêntico. O Modelo *Pooled* não considera o efeito do tempo e nem o efeito individual de cada empresa.

Com relação ao modelo de Efeitos Fixos, baseia-se na ideia de que os coeficientes da regressão podem variar de indivíduo para indivíduo ou no tempo, mesmo que permaneçam

como variáveis fixas, ou seja, não aleatórias (Vieira et al., 2011). Este tipo de modelo pode ser caracterizado como dinâmico quando uma variável defasada é incluída no modelo, caso contrário, será estático.

Ainda de acordo com Vieira, Ceretta e Da Fonseca (2011) o Modelo de Efeitos Aleatórios segue a premissa de que a influência do comportamento do indivíduo ou o efeito do tempo não podem ser conhecidos. Dessa forma, admite-se a existência do erro não correlacionado com os regressores. Marques (2000) afirma que a pressuposição que permeia o modelo é a de que o comportamento do indivíduo e do tempo não podem ser observados, nem medidos, sendo que em grandes amostras esse desconhecimento pode ser representado através de uma variável aleatória normal, ou seja, o erro.

Há casos em que o foco na distribuição média talvez possa representar a relação de causalidade previamente esperada entre as variáveis de interesse, já em outros casos, é mais recomendado que a análise seja feita avaliando todos os níveis de distribuição da variável dependente. Nessa situação, a estimação pelo modelo de Regressão Quantílica (RQ) com dados em painel permite uma visão mais abrangente das causas e efeitos através dos diferentes níveis de distribuição da variável dependente (Bache et al., 2013).

A regressão quantílica apresenta riqueza quanto à análise dos resultados devido ao impacto das variáveis explanatórias sobre a variável resposta poder ser verificado em diferentes níveis de quantis da variável dependente (Monteiro e Araújo, 2020). De acordo com Marione [et.al](#) (2016) o uso desse modelo torna os resultados mais robustos ao observar a resposta de cada quantil e utiliza a mediana condicional como medida de tendência central, o que torna a regressão mais robusta em resposta aos *outliers*. Isto é, a partir das regressões quantílicas é possível observar a resposta de cada quantil, enquanto que na regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) há apenas uma reta de regressão em torno da média, podendo ofuscar importantes efeitos distributivos (Marione [et.al.](#), 2016). Além disso, essa técnica não exige a hipótese de normalidade dos resíduos com é o caso da regressão MQO tradicional, desse modo, contribuindo ainda mais para a robustez dos resultados em casos nos quais esta hipótese não é atendida (Guimarães, 2019).

Os pioneiros no estudo de regressões quantílicas (RQ) foram Koenker e Bassett (1978) e o modelo introduzido por eles permite que o impacto das covariáveis varie com um termo de erro não separável (Marione [et.al.](#), 2016). Segundo Monteiro e Araújo (2020) esse modelo consiste na minimização de uma função objetivo com restrições de parâmetros que controlam a força de regularização e o quantil de interesse. Em síntese, os modelos de regressão quantílica permitem ao pesquisador considerar a heterogeneidade não observada e os efeitos de covariáveis heterogêneas, enquanto os dados em painel permitem a inclusão de efeitos fixos para controlar covariáveis não observadas (Canay, 2011).

De acordo com Aldieri e Vinci (2017) as duas principais vantagens do uso dessa técnica econométrica estão no fato de que os resultados quantílicos são robustos para os valores discrepantes e de que é possível descrever toda a distribuição condicional da variável dependente.

Greene (2012) afirma que as regressões quantílicas modelam a relação entre as variáveis independentes e os quantis condicionais da variável dependente. Diante do exposto, podemos destacar as seguintes características dessa técnica: i) fornecimento de uma visão mais abrangente do efeito das variáveis independentes na variável dependente; ii) maior flexibilidade para modelar dados com distribuições condicionais heterogêneas;

iii) a RQ é mais robusta aos *outliers* do que a regressão por MQO; iv) e mostra uma caracterização mais rica dos efeitos sobre a variável a ser explicada.

De acordo com Koenker e Bassett (1978), a regressão quantílica pode ser entendida como uma estimação que estuda o comportamento não-médio dos indivíduos e verifica o efeito que as variáveis independentes X têm sobre a distribuição da variável de resposta Y , ou seja, os efeitos sobre os quantis de Y . Assim, define-se o τ -ésimo quantil de Y como:

$$Q\tau(Y) = \inf \{y | FY(y) \geq \tau\} \quad (2)$$

Sendo $FY(y) = P(Y \leq y)$, que é a função de distribuição acumulada de Y . Compreende-se que o τ -ésimo quantil de Y (com $0 \leq \tau \leq 1$) é o valor limite de $Q\tau(Y)$ e pode ser interpretado como o τ por cento de chance de os valores de Y serem inferiores a $Q\tau(Y)$. Dessa maneira, o modelo de regressão é tal que:

$$Q\tau(Y|X = x) = x^T\beta(\tau) \quad (3)$$

Onde $\beta(\tau)$ é o efeito marginal das variáveis independentes X no τ -ésimo quantil de Y , que pode variar conforme o ponto da distribuição (quantil).

Koenker (2004) introduziu uma nova abordagem para estimar regressões quantílicas com efeitos fixos para dados em painel. Nesse método assume-se que os efeitos não observáveis não variam ao longo dos quantis para um mesmo i (Silva et al., 2019). Sendo assim, o modelo de regressão quantílica assume o formato:

$$Q_{(y,it)}(X_{it}) = X_{it} \beta(\tau) + \alpha_i, \quad (4)$$

Onde é o quartil condicional da variável resposta no espaço i e no período t ; α 's controlam os efeitos individuais não observáveis e β é o vetor de variáveis explanatórias. O vetor de parâmetro btido ao se resolver a seguinte programação:

$$\min_{(\alpha, \beta)} \sum_{k=1}^q \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{t_i} w_k P_{\tau_k}(y_{it} - \alpha_i - X_{it}\beta(\tau_k)) + \lambda \sum_{i=1}^n |\alpha_i|. \quad (5)$$

Os w_k são pesos que controlam a influência relativa de cada quantil na estimativa dos efeitos não observáveis e controla o impacto da penalidade sobre os α 's. Quando tende para zero, tem-se o equivalente a um estimador de efeitos fixos via *dummies*; e quando tende para o infinito, os efeitos fixos tendem a zero, resultando em um estimado *cross-section* (Silva et al., 2019).

Partindo do pressuposto de que as variáveis consideradas neste estudo exercem impacto diferente de acordo com o nível de distribuição dos gastos com educação nos municípios brasileiros, foi aplicada nesta pesquisa a metodologia de Regressão Quantílica com efeitos fixos para dados em painel. Além disso, com o intuito de dar robustez aos resultados, foi estimado também um modelo de painel dinâmico.

4. Painel Dinâmico

Deve-se levar em conta a hipótese de que a variação nos gastos com educação tenha características que persistam no tempo. Desse modo, a especificação do modelo exige que a estimação seja controlada pelo fator dinâmico. De acordo com, Blundell e Bond (1998)

um modelo dinâmico apresenta a variável dependente defasada no vetor de variáveis explicativas. Com isso, o nível de atividade passada tende a influenciar os níveis de atividade futuros, conforme a equação 6:

$$y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + \beta x_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Em que y representa os gastos com educação, x as variáveis explicativas e o resíduo, i indica o município e t indica o período de tempo.

Admite-se que no termo de erro estejam inclusos os efeitos específicos nos gastos com educação de cada município, η_i , e os choques aleatórios não observados ao longo do tempo, $v_{i,t}$.

$$\varepsilon_{i,t} = \eta_i + v_{i,t} \quad (7)$$

Logo, podemos reescrever o modelo de dados em painel da seguinte forma:

$$y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + \beta x_{i,t} + \eta_i + v_{i,t} \quad (8)$$

Caso o termo de perturbação, $v_{i,t}$, tenha média nula, implicando que $E[v_{i,t}] = E[\eta_i]$, $v_{i,t} = 0$ para $i=1,2,3,\dots,N$ e $t=1,2,3,\dots,T$ o erro não é autocorrelacionado, ou seja, para $i=1,2,3,\dots,N$ e para todo $t \neq s$ e $E[y_{i,t}, v_{i,t}] = 0$ para $i=1,2,3,\dots,N$ e $t=1,2,3,\dots,T$.

Sendo assim, com o intuito de retirar os efeitos fixos sobre os gastos com educação de cada município ao longo do tempo, é realizada uma modificação na estimação do modelo. Em que, o modelo é estimado em primeira diferença para que sejam retirados os elementos que não variam no tempo.

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \alpha [y_{i,t-1} - y_{i,t-2}] + \beta [x_{i,t} - x_{i,t-1}] + [v_{i,t} - v_{i,t-1}] \quad (9)$$

Embora a modificação retire os efeitos fixos específicos para cada município, o modelo ainda apresenta viés de especificação, pois $\Delta y_{i,t-1}$ e $\Delta v_{i,t}$ são correlacionados, com isso, tornando-se necessário o uso de variáveis instrumentais para o termo $\Delta y_{i,t-1}$. Segundo Arellano e Bond (1991) para que a correlação entre o termo modificado e a diferença da variável defasada seja eliminada, faz-se necessário o emprego de variáveis dependentes defasadas $\sum_{j=2}^T \beta_j y_{i,t-j}$ em ao menos dois períodos como instrumentos.

Entretanto, de acordo com Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) esses instrumentos podem ser fracos para produzir estimadores consistentes para amostras com período curto de tempo. Sendo assim, os autores indicam realizar a estimação utilizando o Método dos Momentos Generalizados como um modo de resolver o viés ocasionado pelo tamanho da amostra. Este procedimento possibilita utilizar o valor defasado das variáveis explicativas como instrumento para amenizar o problema de endogeneidade, e controlar para efeitos fixos não observados com uma equação em diferença.

A técnica é um sistema que consiste em combinar a equação em nível e a equação em diferença (equações 8 e 9), denominada System-GMM. Ou seja, esse modelo utiliza duas técnicas de estimação, com base nas defasagens, formando duas equações, a original ou equação de nível, que utiliza as defasagens em diferença como instrumentos; e a equação modificada ou em diferença, utilizando as variáveis defasadas em nível como instrumentos (Arellano e Bover, 1995; Blundell e Bond, 1998).

As estimativas do MMG-sistema em Two-Step que serão apresentadas resultarão da estimação com estimador corrigido pelo método de Windmeijer (2005) para evitar que o

respectivo estimador das variâncias subestima as verdadeiras variâncias em amostra finita.

Além disso, vale ressaltar que a consistência do estimador System-GMM depende da hipótese de ausência de correlação entre os instrumentos e o termo de erro. Com o intuito de testar a correlação dos instrumentos com o termo de erro, aplica-se o teste de Sargan, em que a hipótese nula do teste é de que todos os instrumentos do System-GMM são adequados para instrumentalizar $y_{i,t-1}$. Se a hipótese nula for rejeitada, significa que ao menos um dos instrumentos não é adequado no processo de instrumentalização de $y_{i,t-1}$.

5. Modelo empírico

Com base no modelo de dados em painel a equação a ser estimada apresenta o seguinte formato:

$$geduc_{it} = \beta_0 + \beta_1 Fundeb_{it} + \beta_2 PIB_{it} + \beta_3 royalties_{it} + \beta_4 FPM_{it} + \beta_5 Outrastransf_{it} + \beta_6 Controles_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Em que α_i capta a heterogeneidade não observável entre as unidades de análise, os β 's são os parâmetros que serão estimados, x 's são as covariáveis, i representa os diferentes indivíduos, t refere-se aos diferentes períodos de tempo e ε_{it} é o termo de erro indiossincrático.

De acordo com Hsiao (2014) o modelo linear de dados em painel controla, ao longo do tempo, o efeito individual não observável das unidades *cross-section*. A estimação com dados de painel é condicional à hipótese adotada quanto à correlação entre o efeito individual não observável e os regressores (Wooldridge, 2010).

ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A apresentação dos resultados econométricos está dividida em duas partes. Primeiro serão apresentados os resultados do modelo de regressão quantílica com efeitos fixos e, na segunda, são apresentados os resultados do modelo de painel dinâmico. A utilização dessas metodologias possibilita a comparação de desempenho entre esses modelos.

1. Regressão quantílica com efeitos fixos

De acordo com Mendes e Sousa (2006) o uso da técnica de regressão quantílica permite analisar o efeito das variáveis explicativas em diferentes pontos da distribuição condicional da variável dependente (gastos com educação, nesse caso). Isso permite analisar os efeitos das variáveis independentes sobre o gasto com educação local ao longo de diferentes classes de gastos. Com isso, podem-se examinar as diferenças devido à heterogeneidade estrutural das despesas com educação em várias localidades e diferentes efeitos de cada variável dependendo da classe de gastos condicional levada em consideração.

Koenker (2004) aplicou uma nova abordagem para estimar regressões quantílicas. Segundo Canay (2011) nas regressões em torno da média, pode-se incluir na estimação efeitos fixos para identificar a variação *within* dos grupos. Da mesma forma, é possível utilizar efeitos fixos nos estimadores de regressões quantílicas para dados em painel

(Koenker, 2004). A tabela 2 apresenta os resultados da estimação da regressão quantílica com efeitos fixos.

Tabela 2: **Regressão quantílica com efeitos fixos**

Variáveis independentes	Quantil 10%	Quantil 25%	Quantil 50%	Quantil 75%	Quantil 90%
Fundeb	0,6080*** (0,0807)	0,6116*** (0,0647)	0,6172*** (0,0470)	0,6244*** (0,0717)	0,6270*** (0,0874)
FPM	0,0571* (0,0323)	0,0530* (0,0259)	0,0445* (0,0188)	0,0334 (0,0287)	0,0296 (0,0350)
Royalties	-0,0259 (0,0862)	-0,0372 (0,0691)	-0,0602 (0,0502)	-0,0901 (0,0767)	-0,1005 (0,0933)
Outras transf.	4,07e-07* (2,00e-07)	4,35e-07** (1,60e-07)	4,92e07*** (1,17e-07)	5,66e-07** (1,78e-07)	5,92e-07** (2,16e-07)
PIB	-0,0009 (0,0010)	-0,0010 (0,0008)	-0,0012* (0,0006)	-0,0015 (0,0009)	-0,0016 (0,0011)
Densidade	-0,0870 (0,1294)	-0,0920 (0,1038)	-0,1022 (0,0753)	-0,1155 (0,1151)	-0,1201 (0,1401)
População	-0,0244* (0,0104)	-0,0245** (0,0083)	-0,0247*** (0,0060)	-0,0249** (0,0092)	-0,0250* (0,0112)
Saneamento	0,0236* (0,0103)	0,0235** (0,0083)	0,0233*** (0,0060)	0,0231* (0,0092)	0,0231* (0,0112)
População até 15 anos	0,0001 (0,0005)	0,0002 (0,0004)	0,0003 (0,0003)	0,0004 (0,0004)	0,0004 (0,0005)
IFDM	66,7417* (34,0791)	84,5243** (27,3340)	120,63*** (19,9254)	167,793*** (30,3204)	184,161*** (36,8962)
Dependência	-16,3982* (6,7461)	-15,8987** (5,4103)	-14,884*** (3,9291)	-13,559* (5,9989)	-13,1002* (7,3038)
Vereadores	1101,494 (1664,129)	1118,322 (1334,595)	1152,492 (969,1179)	1197,116 (1479,784)	1212,605 (1801,71)
Partido Prefeito e Governador	-2,2766 (3,7280)	-2,1597 (2,9897)	-1,9225 (2,1710)	-1,6128 (3,3150)	-1,5052 (4,0362)
Partido Prefeito e Presidente	-2,7388 (5,4553)	-3,5291 (4,3750)	-5,1338 (3,1774)	-7,2295 (4,8510)	-7,9569 (5,9064)
Partido Prefeito Governador e Presidente	9,1327 (8,6319)	10,4731 (6,9225)	13,1951** (5,0279)	16,7498* (7,6758)	17,9837* (9,3456)

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa e no software Stata.

Notas: 1) ***, **, * implicam significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. 2) Erro-padrão entre parênteses.

Vale ressaltar que para testar se os diferentes parâmetros estimados são significativos, foi utilizada a estatística de Wald para os parâmetros de todos os quantis de cada variável, em que esse teste mostra se as diferenças nas inclinações entre os variados percentis são significativas. Ou seja, ele verifica se os coeficientes estimados, de fato, diferem entre os quantis, com isso, justificando o uso do modelo de regressão quantílica. A hipótese nula desse teste é de que os coeficientes são iguais entre os quartis, por outro lado a hipótese alternativa é de que há diferenças entre os quartis (Cameron e Trivedi, 2010).

Dito isto, o teste das diferenças de Wald mostra que os valores encontrados nos

vários quantis das variáveis população, população com até 15 anos, população urbana, outras transferências, partido do prefeito igual ao do governador e partido do prefeito igual ao do presidente não podem ser considerados distintos, com isso, mostrando que nesse caso, o uso da regressão quantílica não apresenta informação adicional. O anexo 1 apresenta o resultado do teste de Wald.

Como esperado, as transferências do Fundeb é um importante determinante nos gastos com educação nos municípios brasileiros, porém, seu efeito varia pouco entre os quantis. O maior impacto das transferências do Fundeb sobre os gastos com educação é para o quantil de maiores despesas em educação *per capita*. Para o aumento de R\$ 1 nas transferências do Fundeb há um aumento de R\$ 0,62 nos gastos em educação, sendo R\$ 0,38 desviados para outros gastos. Além disso, observa-se que o efeito fungibilidade tende a diminuir quando se desloca dos menores quantis para os maiores quantis.

É válido ressaltar que em todos os quartis apresentados o impacto das transferências condicionais do Fundeb é relativamente maior sobre os gastos com educação se comparado ao impacto das transferências incondicionais do FPM, assim, dando mais robustez ao fato das transferências condicionais impactarem as despesas. Além disso, o seu impacto sobre os gastos com educação reduz a medida que o quartil em despesas com educação *per capita* aumenta.

O PIB impacta as despesas apenas no quartil em que as despesas com educação é mediana, além disso, vale ressaltar que diferente dos demais modelos apresentados o seu impacto é negativo, indicando que o aumento do PIB reduz os gastos com educação nos municípios brasileiros. O IDHM impacta positivamente os gastos com educação, em que esse impacto torna-se maior à medida que os gastos com educação aumentam. Por outro lado, a dependência das transferências tem um impacto negativo sobre as despesas e esse efeito se reduz a medida que o quantil aumenta.

Com relação às variáveis políticas, os quantis de maiores gastos com educação indicam que há diferença nos gastos com educação nos municípios levando em conta o fato do prefeito pertencer ao mesmo partido político do governador e do presidente ou não pertencer, em que, se pertencerem ao mesmo partido os gastos serão maiores. Por outro lado, as demais dummies indicam que não há diferença nos gastos com educação entre as categorias.

Sendo assim, com base nos resultados apresentados, há fungibilidade das transferências do Fundeb, ou seja, os recursos são desviados para gastos em outros bens e serviços. Com o intuito de dar mais robustez aos resultados apresentados, também foi estimado um modelo de painel dinâmico.

2. Modelo de dados em painel dinâmico

O tratamento das variáveis como estritamente exógenas pode ocasionar um viés nas estimativas devido a uma possível correlação entre o termo de erro e as variáveis explicativas, com isso, causando o problema de endogeneidade. Algumas possíveis causas da endogeneidade são a omissão de variáveis relevantes, seletividade da amostra, medida de erro, entre outros motivos (Baltagi, 2005).

Uma solução para este problema é a utilização de variáveis instrumentais (VI), em

que estas não tenham correlação com o termo de erro. Desse modo, a tabela 3 apresenta os resultados da abordagem dinâmica proposta por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998).

Tabela 3: Resultados do modelo de painel dinâmico

Variáveis independentes	System-GMM
L. gastos com educação	0,2587 (0,0628)***
Fundeb	0,5402 (0,0804)***
FPM	-0,0111 (0,0265)
Royalties	-0,0278 (0,0646)
Outras transf.	4,49e-07 (1,53e-07) **
PIB	-0,0013 (0,0008)
Densidade	-0,6078 (0,1892)**
População	-0,0284 (0,0100)**
Saneamento	0,0289 (0,0102)**
População até 15 anos	0,0011 (0,0005)*
IFDM	189,1706 (32,8016)***
Dependência	-19,2302 (7,8568)*
Vereadores	1820,484 (1334,425)
Partido Prefeito e Governador	-0,7004 (3,1300)
Partido Prefeito e Presidente	-1,5645 (4,4044)
Partido Prefeito Governador e Presidente	9,3156 (6,9235)
Intercepto	247,7491 (62,9745)***

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa e no software Stata.

Notas: 1) ***, **, * implicam significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. 2) Erro-padrão entre parênteses.

Dados os resultados, no modelo de painel dinâmico⁴ a variável dependente defasada em um período, mostra-se significativa a 1% de significância. Isto é, o aumento de R\$1 nos gastos com educação do período anterior leva a um aumento de R\$ 0,25 nos gastos correntes com educação nos municípios brasileiros. Com isso, revelando a influência dos gastos passados com educação sobre os gastos futuros e, assim, corroborando o uso de painel dinâmico na estimação.

A variável explicativa de interesse, ou seja, o Fundeb, como esperado apresentou um impacto positivo sobre os gastos com educação, em que o aumento de R\$ 1 nas transferências do Fundeb aumenta os gastos com educação em R\$ 0,54, sendo R\$ 0,46 desses repasses destinados a outros setores.

Além disso, as demais variáveis explicativas como outras transferências apresentou efeito positivo sobre os gastos com educação. A população e a densidade demográfica, como esperado, apresentaram uma relação inversa em relação as despesas com educação.

Como esperado, a população urbana e a população com até 15 anos apresentaram relação direta com as despesas com educação, indicando que o aumento dessas variáveis eleva as despesas com educação nos municípios brasileiros.

4 O anexo 2 mostra o resultado do teste de Sargan para o modelo de dados em painel dinâmico, no qual rejeita-se a hipótese nula, o que indica que algum instrumento pode não ser adequado.

O IDHM, assim como no modelo de regressão quantílica com efeitos fixos, apresentou uma relação direta com as despesas com educação, ou seja, o aumento no IDHM eleva os gastos com educação nos municípios brasileiros.

A dependência das transferências apresentou uma relação inversa com os gastos com educação, indicando que o fato dos municípios dependerem das transferências de outras esferas reduz as despesas com educação. Já os resultados das variáveis dummies indicam que não há diferença nos gastos com educação entre as categorias.

Portanto, percebe-se que assim como no modelo de regressão quantílica com efeitos fixos, observa-se que há fungibilidade nas transferências do Fundeb, em que o aumento de R\$1 nas transferências eleva os gastos com educação em R\$ 0,54, ou seja, R\$ 0,46 dos recursos são destinados a gastos com outros bens e serviços.

Diante dos resultados apresentados em ambos os modelos, é importante ressaltar que segundo o relatório de avaliação realizado pela Controladoria Geral da União (CGU) em 2019 sobre o Fundeb, ao longo dos anos foram registradas diversas perdas, desvios e fraudes na execução dos recursos do Fundeb. Conforme o relatório,

“Desde 2013, após a realização da auditoria que resultou no Relatório de Avaliação nº 22 – Rav Fundeb, foram executadas outras 262 ações de controle pela CGU que identificaram falhas na aplicação de recursos do Fundeb, principalmente, no âmbito do Programa de Fiscalização dos Entes Federativos – FEF. Ao todo foram registrados 2.159 achados de auditoria indicando algum tipo de impropriedade ou irregularidade na execução dos recursos provindo do Fundeb” (2019: 17).

Com base na análise desses registros, verificou-se que as inconsistências detectadas nas fiscalizações se referem a realização de despesas inelegíveis com recursos do Fundeb; irregularidades com profissionais da educação e descumprimento do mínimo legal de 60% com despesas de profissionais do magistério; falhas na execução contratual dos bens e serviços; irregularidades no processo licitatório; movimentações irregulares de recursos da conta única do Fundo; falhas na atuação e composição do Conselho de Acompanhamento e Controle Social, entre outros problemas pontuais.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Uma das inovações no contexto da educação no Brasil foi a recente instituição do Fundeb como instrumento permanente de financiamento da educação pública por meio da Emenda Constitucional nº 108, de 27 de agosto de 2020.

Tendo em vista que as transferências do Fundeb são condicionais, espera-se que esses recursos sejam empregados totalmente na área da educação. Porém, há evidências na literatura de que, apesar de as transferências serem condicionais, a despesa em determinada área pode aumentar menos do que o montante da transferência, sendo o restante dos recursos destinados a outros gastos. Essa questão ficou conhecida na literatura como efeito fungibilidade das transferências.

Diante disso, é importante avaliar se os recursos transferidos no âmbito do Fundeb foram de fato empregados no destino esperado, com o intuito de melhor aproveitamento dos repasses futuros, dada a sua permanência.

O objetivo deste estudo foi estimar, a partir de modelos de regressão quantílica com

efeitos fixos para dados em painel e painel dinâmico, entre o período de 2013 e 2018, a resposta das despesas municipais em educação às transferências condicionais do Funded, procurando verificar se os recursos estão, de fato, sendo direcionados a serviços de educação. Ou seja, analisar se há efeito fungibilidade das transferências.

Para tal análise foram estimados os modelos de regressão quantílica com efeitos fixos e um modelo de painel dinâmico, com o intuito de mais robustez aos resultados. O modelo de regressões quantílicas permite analisar se o impacto das transferências sobre as despesas é diferente ao longo da distribuição dos gastos.

Em ambos os modelos estimados foram encontradas evidências do efeito fungibilidade das transferências. Além disso, vale ressaltar a importância da realização de testes para indicar o modelo mais adequado ao estudo, pois a utilização de modelos inadequados pode levar a resultados equivocados, com isso, levando a resultados enganosos quanto a fungibilidade das transferências.

No modelo de regressão quantílica com efeitos fixos, para cada aumento de R\$ 1 nas transferências do Fundeb, R\$ 0,38/capita é alocado em outros gastos, se analisado o quantil de maiores gastos com educação. E no modelo de painel dinâmico foi encontrada uma fungibilidade ainda maior, em que a cada aumento de R\$ 1 nas transferências do Fundeb R\$ 0,48/capita são gastos em outros setores.

Ademais, vale ressaltar que o impacto das transferências condicionais em educação é relativamente maior se comparado ao efeito das transferências incondicionais, apontando que a condicionalidade influencia o comportamento da despesa.

Com relação às demais variáveis explicativas, os resultados do modelo de regressão quantílica com efeitos fixos foram semelhantes aos resultados do modelo de painel dinâmico. Por exemplo, variáveis como população e densidade demográfica tiveram impacto negativo sobre os gastos com educação. Por outro lado, em ambos os modelos, o IDHM teve um impacto positivo sobre os gastos com educação, indicando que um aumento nessa variável eleva as despesas com educação nos municípios brasileiros.

Portanto, os resultados encontrados indicam que há fungibilidade nas transferências do Fundeb, ou seja, esses recursos apesar de serem condicionais, não são totalmente gastos com serviços de educação, havendo desvio para gastos com outros bens e serviços.

O relatório realizado pela CGU em 2019 deixa claro que, de fato, há irregularidades no destino dos recursos do Fundeb, em que os resultados das fiscalizações nas aplicações dos repasses em estados e municípios demonstram que grande parte das irregularidades observadas se repetem nas diversas fiscalizações realizadas, com grande quantidade de ocorrências na maioria delas.

Esses desvios podem ser responsáveis por uma queda significativa na qualidade da educação nos municípios, levando a um pior aprendizado, maiores taxas de repetição de ano escolar e evasão. Além disso, pode fazer com que as escolas tenham uma infraestrutura mais precária e professores menos treinados. Desse modo, essa queda na qualidade da educação prejudica o desenvolvimento econômico no longo prazo, levando a redução no crescimento do país.

A compreensão sobre a qualidade das despesas com educação só é possível quando esses valores estão associados a resultados e são comparáveis entre os entes. Desse modo, para que ocorra uma redução nos desvios dos recursos é preciso que os números

produzidos pelo monitoramento realizado pelo Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE) sejam associados às informações de avaliação do Fundeb produzidas pelo Ministério da Educação (MEC) com relação aos resultados dos serviços educacionais e do desempenho dos alunos, além disso, essas informações devem ser comparadas com as despesas e resultados de entes federativos semelhantes, com o intuito de justificar os números apresentados.

Ademais, é preciso que o FNDE realize um monitoramento orçamentário-financeiro no âmbito das escolas. Com isso, sendo a escola um centro de custos na educação, do ponto de vista do sistema de controle, haveria uma maior transparência da situação da educação nos entes, proporcionando melhores condições para um controle efetivo.

Uma limitação presente nesse estudo é a ausência de dados relacionados a algumas variáveis, inclusive o Fundeb, para analisar o impacto das transferências desde o ano em que o Fundeb entrou em vigor no país até o período em que ele se tornou permanente. Para trabalhos futuros é sugerida a criação de um indicador que possibilite mensurar as consequências dos desvios das transferências do Fundeb no bem-estar do aluno.

REFERÊNCIAS

ALDIERI, L.; VINCI, C. P. (2017) “Quantile regression for panel data – an empirical approach for know ledg espillovers endogeneity”. **International Journal of Economics and Finance**. Volumen 9, Nro. 7, 106.

ARELLANO, M.; BOND, S. (1991) “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”. **Review of Economic Studies**, Volumen 58, Nro. 2, 277-297.

ARELLANO, M.; BOVER, O. (1995) “Another look at the instrumental-variable estimation of error components model”. **Journal of Econometrics**, Volumen 68, Nro. 01, 29-52.

BACHE, S. H. M.; DAHL, C. M.; KRISTENSEN, J. T. (2013) “Faróis na estrada do tabaco para resultados de baixo peso ao nascer”. **Economia Empírica**. Volumen 44, Nro. 3, 1593-1633.

BALTAGI, B. H. (2005) **Econometric Analysis of Panel Data**. West Sussex, England: John Wiley & Sons Ltd.

BLUNDELL, R.; BOND, S. (1998) “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models”. **Journal of Econometrics**, Volumen 87, Nro. 01, 115-143.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. (2010) **Microeconometrics Using Stata**. College Station, TX: Stata press.

CANAY, Ivan A. (2011) “A simple approach to quantile regression for panel data”. **The Econometrics Journal**. Volumen 14, Nro. 3, 368-386.

CRAIG, S. G.; INMAN, R. P. (1982) “Federal aid and public education an empirical look at the new fiscal federalismo”. **Review of Economics and Statistics**. Volumen 64, Nro. 4, 541-552.

DUARTE, A. J. M. (2009) “Transferências fiscais intergovernamentais no Brasil: avaliação das transferências federais, com ênfase no sistema único de saúde”. **CEPAL**. Nro. 69.

FISHER, R. C.; PAPKE, L. E. (2000) “Local government responses to education grants”. **National Tax Journal**. Volumen 53, Nro. 1, 155–174.

GORDON, N. (2004) “Do federal grants boost school spending? Evidence from Title I”. **Journal of Public Economics**. Volumen 88, Nro. 9-10, 1771-1792.

GREENE, W. H. (2012) **Econometric Analysis**. New York: Pearson.

GUIMARÃES, P. (2019) “**Determinantes da estrutura de capital e teoria do trade-off: aplicação de modelos para dados em painel, regressão quantílica e regressão quantílica penalizada com efeitos fixos**”. 131 f Tese (Doutorado) - Doutorado em Economia de Empresas pela Universidade Católica de Brasília – UCB, Brasília, 2019. Recuperado em 18 agosto, 2021, de <https://bdtd.ucb.br:8443/jspui/handle/tede/2578>.

HAMILTON, J. H. (1986) “The flypaper effect and the dead weight loss from taxation”. **Journal of Urban Economics**. Volumen 19, Nro 2, 148-155.

HINES, J. R.; THALER, R. H. (1995) “O efeito do papel mosca”. **Jornal de perspectivas econômicas**. Volumen 9, Nro. 4, 217-226.

HSIAO, C. **Analysis of panel data**. (2014) New York: Cambridge University Press.

KOENKER, R.; BASSETT JR, G. (1978) “Regression quantiles”. **Econometrica: journal of the Econometric Society**. Volumen 46, Nro. 1, 33-50.

KOENKER, R. (2004) “Quantile regression for longitudinal data”. **Journal of Multivariate Analysis**, Volumen 91, Nro. 1, 74-89.

LEVAGGI, R.; ZANOLA, R. (2003) “Flypaper effect and sluggishness: Evidence from regional health expenditure in Italy”. **International Tax and Public Finance**. Volumen 10, Nro. 5, 535–547.

MACEDO, F. V. A. B. (2021) “**Transferências do sistema único de assistência social (SUAS): aumento ou substituição de gastos?**”. 58 f Dissertação (Mestrado) - Mestrado em Economia do Setor Público pela Universidade de Brasília – UnB, Brasília, 2021. Recuperado em 25 setembro, 2021, de

<https://repositorio.unb.br/handle/10482/40533>.

MARC, L. (2012) “New evidence on fungibility at the aggregate level”. **Tinbergen Institute Discussion Paper**. Volumen 12-083, Nro. 2, 1–44.

MARIONI, L. S. (2016) “Uma aplicação de regressão quantílica para dados em painel do PIB e do Pronaf”. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Volumen 54, Nro. 2, 221-242.

MARQUES, L. D. (2000) “Modelos dinâmicos com dados em painel: revisão de literatura”. **Centro de estudos Macroeconômicos e Previsão, faculdade de Economia do Porto**. Volumen 30, 37.

MENDES, C. C.; SOUSA, M. C. S. (2006) “Estimando a demanda por serviços públicos nos municípios brasileiros”. **Revista Brasileira de Economia**. Volumen 60, Nro. 3, 281-296.

MONTEIRO, V. B.; ARAÚJO, J. A. (2020) “Aspectos socioeconômicos e climáticos que impactam a ocorrência de dengue no Brasil: análise municipal de 2008 a 2011 por regressões quantílicas para dados em painel”. **Brazilian Journal of Development**. Volumen 6, Nro. 5, 28126-28145.

NUNES, T.; MENEZES, G.; DIAS JR, P. (2013) “Reavaliação da rentabilidade do

setor bancário brasileiro: uma abordagem em dados em painel (2000-2012)”. In: **XVI Encontro de Economia da Região Sul-ANPEC/SUL**, 01-16.

PARMAGNANI, F.; ROCHA, F. (2017) “Transferências do SUS: substituição de gastos ou recursos adicionais?”. **Planejamento e Políticas Públicas**. Volumen o, Nro. 48.

SHAH, A. “A practitioner’s guide to intergovernmental fiscal transfers”. (2006) In: Boadway,

R.; SHAH, A. (Eds.). **Intergovernmental fiscal transfers: principles and practice**. Washington: The World Bank.

SILVA, V. A. (2019) “Desigualdades socioeconômicas: uma análise sobre os determinantes da taxa de mortalidade infantil nos municípios brasileiros”. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**. Volumen 13, Nro. 1, 73-97.

SONAGLIO, C. M. (2010) “Evidências de desindustrialização no Brasil: uma análise com dados em painel”. **Economia Aplicada**. Volumen 14, Nro. 4, 347-372.

TAMURA, F. (2005) “Spending substitution or additional funding? The estimation of endogenous foreign aid fungibility”. **Job Market Paper, Brown University**. Volumen 77, Nro 3.

VAN DE WALLE, D.; MU, R. (2007) “Fungibility and the flypaper effect of Project aid: Micro-evidence for Vietnam”. **Journal of development economics**, Volumen 84, Nro. 2, 667-685.

VIEIRA, K. M.; CERETTA, P. S.; DA FONSECA, J. L. (2011) “Influência da variação da liquidez na precificação de ativos: análise em painel do mercado brasileiro no período de janeiro de 2000 a junho de 2008”. **BBR-Brazilian Business Review**. Volumen 8, Nro. 3, 41-65.

WINDMEIJER, F. (2005) “A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators”. **Journal of Econometrics**. Volumen 126, 25-51.

WOOLDRIDGE, J. M. (2010) **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge, MA: MIT press.

Documentos oficiais e institucionais

BRASIL. Emenda Constitucional n.º 108, de 26 de agosto de 2020. (2020) “**Altera a Constituição Federal para estabelecer critérios de distribuição da cota municipal do Imposto sobre Operações Relativas à Circulação de Mercadorias e sobre Prestações de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação (ICMS)**. Brasília, DF: Casa Civil, 2020”. Recuperado em 13 julho, 2021, de http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/emendas/emc/emc108.htm

CGU. Controladoria Geral da União. (2019) “**Relatório de Avaliação nº 201900353**”. Recuperado em 19 Abril, 2022, de <https://auditoria.cgu.gov.br/download/13256.pdf>.