

Efeito do Parcelamento de Salários sobre o Indicador de Regularidade Docente: Uma análise para o Rio Grande do Sul

Gustavo Saraiva Frio¹
Marco Túlio Aniceto França²

Resumo

O presente trabalho tem por objetivo avaliar o efeito do parcelamento de salários sobre o Indicador de Regularidade Docente (IRD). Para cumprir tal objetivo, utiliza-se como grupo de tratamento as escolas estaduais do Rio Grande do Sul e as escolas municipais do mesmo estado como grupo de comparação. Os dados são oriundos do INEP a partir do Censo Escolar e os anos utilizados na investigação foram 2014 e 2016. As metodologias usadas foram o de diferenças em diferenças quando se investigou na média. A investigação ao longo dos quantis foi por meio da metodologia de Regressões Quantílicas não Condicionais (RIF). Os resultados mostram que o parcelamento reduz o IRD tanto na média (0,13 desvios-padrão) quanto nos quantis (à exceção do quantil 10), com efeito crescente conforme se aumenta o quantil, isto é, as escolas em que os docentes têm maior regularidade são as que mais sofrem com o parcelamento. Este artigo diferencia-se na literatura por ser o primeiro a utilizar o IRD como variável dependente e ser precursor na avaliação do parcelamento de salários, prática que acontece atualmente nos estados de Minas Gerais e no Rio de Janeiro.

Palavras-chaves: parcelamento de salários; regularidade docente; rotatividade docente; diferenças em diferenças.

Abstract

The aim of this study is to evaluate the effect of salary installment payment on the Teaching Regularity Indicator (IRD). The state schools of Rio Grande do Sul are used as treatment group and the municipal schools of the same state constitute the comparison group. The data come from INEP's School Census and the analyzed years were 2014 and 2016. The methodologies used were differences in differences when investigated in the mean. The investigation along the quantiles was carried out through the Quantum Regressions Non-Conditional (RIF) methodology. The results show that the splitting reduces IRD in both the mean (0.13 standard deviations) and in the quantiles (except for quantile 10), with increasing effect as the quantile increases, that is, the schools in which the teachers have greater regularity are the ones that suffer the most from the installment payment. This paper stands out in the literature because it is the first one to use the IRD as a dependent variable and to be a precursor in the evaluation of the wage payment scheme, a practice that also happens in the states of Minas Gerais and Rio de Janeiro.

Keywords: installment payment; teaching regularity; teacher turnover; differences in differences.

JEL: C21; J22; I28

Área 3: Economia Regional e Urbana

¹ Doutorando em Economia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS). Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Pelotas (UFPel).

² Professor Adjunto da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS). Doutor em Economia pela Universidade Federal do Paraná (UFPR)

Introdução

O Rio Grande do Sul, assim como Minas Gerais e o Rio de Janeiro, passa por crise fiscal, ocasionada pelo agravamento da dívida junto à União e os repetidos déficits ao longo dos anos. Uma das medidas adotadas pelo governo gaúcho foi a divisão em parcelas dos salários dos funcionários do executivo ao longo do mês, a partir de 2015. Houve também atrasos de alguns meses no pagamento do décimo terceiro salário dos servidores. No contexto municipal, 2017 foi o ano em que diversos municípios gaúchos também começaram a parcelar os salários de seus servidores.

Há alguma literatura que estuda a questão fiscal gaúcha³, porém, o parcelamento de salários e o atraso de repasses para hospitais e escolas podem ter efeitos deletérios sobre os índices de saúde e educação gaúchos como a redução no número de vagas em escolas assim como de leitos disponíveis em hospitais. Não menos importante esse contexto pode resultar em perda de capital humano do sistema público estadual para municipal, federal ou privado.

Embora o efeito do parcelamento de salários dos funcionários do executivo estadual possa ser problemático, ainda, não se observa trabalhos na literatura que se disponha a entender e quantificar tais efeitos sobre variáveis de oferta de trabalho. Nesse sentido, este trabalho tem por objetivo analisar o efeito do parcelamento dos salários dos professores da rede estadual gaúcha sobre o Indicador de Regularidade Docente (IRD). O indicador mede a rotatividade de docentes em escolas brasileiras. O indicador tem sido utilizado como variável de controle para estudos educacionais para o Brasil (Américo e Lacruz, 2017; Cerqueira *et al.*, 2016), porém até onde foi encontrado, esse é o primeiro trabalho que o analisa enquanto variável dependente.

Para testar a hipótese levantada acima, utilizam-se dados oriundos do Censo Escolar e calculados pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP) para as escolas gaúchas para os anos de 2014 e 2016. O método usado foi o Diferenças em Diferenças (*Difference in Differences - DiD*) na média e o método de RIF-DiD (*Recentered Influence Function*) para os quantis. Há algumas vantagens inerentes ao RIF-DiD em relação Q-DiD, como o fato de que o RIF-DiD não varia em transformações monotônicas na variável dependente e a suposição de identificação do Q-DiD é mais restritiva quanto a suposição de identificação do RIF-DiD (Havnes e Mogstad, 2015; Huebener, Kuger e Marcus, 2017). A escolha pelo RS se deve ao fato de haver disponibilidade de dados antes e depois do parcelamento e porque há espaçamento temporal entre o começo do parcelamento por parte do Estado e o começo do parcelamento por parte de alguns municípios.

O Indicador de Regularidade Docente é um indicador calculado pelo INEP e se aproxima de um indicador de *turnover* a nível escolar. O IRD é calculado com base em dois itens: Pontuação por Presença (PP) e Pontuação por Regularidade (PR). A pontuação por presença pontua todos os anos em que o professor *i* esteve na escola *j* – com maior pontuação para os anos mais recentes – enquanto a pontuação por regularidade dá pontuação bônus quando o professor atua na escola em anos consecutivos. Apesar de o IRD ser calculado para os professores, o INEP disponibiliza tal indicador por escola.

Os resultados mostram que o parcelamento tem efeito negativo quanto a regularidade docente, indicando que aumenta a rotatividade dos professores. A análise quantílica não condicional mostra que esse efeito é negativo a partir do 20º percentil e é mais intenso conforme desloca-se a direita na distribuição. Esse resultado indica que o parcelamento aumenta a rotatividade dos professores em escolas em que a regularidade é maior e não afeta as escolas que têm menor regularidade.

³ Ver Avila e Conceição (2017), Braatz (2017) e Marques Junior (2016)

O artigo está dividido seis seções, além dessa introdução. A seção seguinte diz respeito a revisão da literatura sobre estudos que abordam aspectos docentes como a qualidade, o absenteísmo e a oferta de trabalho. Posteriormente, aborda-se os modelos teóricos em que o artigo está baseado com destaque para a função de produção educacional, a oferta de trabalho assim como de horas dos professores, segundo a teoria neoclássica. A seção seguinte corresponde aos modelos econométricos e posteriormente, mostramos a fonte dos dados, com especial atenção na formação da variável dependente. Por fim, há a seção de resultados com análise de robustez e a seção de considerações finais.

2. Revisão da Literatura

2.1. *Turnover*

Falch e Strøm (2005) utilizam dados noruegueses de anos letivos compreendidos entre o biênio 1992-1993 e o biênio 1999-2000, formando um painel de professores e escolas para entender os fatores não pecuniários que afetam a rotatividade dos docentes de ensino básico. Os resultados apontam que professores jovens são mais propensos a trocar de profissão, docentes que fizeram graduações mais longas, *idem*. As mulheres desistem menos da docência, em média, que os homens. Dentre os resultados destacados pelos autores, escolas com maior porcentagem de pessoas com deficiência ou com pessoas de minorias têm maior *turnover* de professores, que tendem a ir para outras escolas no mesmo distrito.

Harris e Adams (2007) utilizam dados dos EUA entre 1992 e 2001 para entender a rotatividade dos professores em comparação professores com contadores, enfermeiros e assistentes sociais, utilizando Modelo Linear de Probabilidade. Mesmo após adicionar variáveis de demografia, de características do trabalho e de características do mercado de trabalho, os autores não encontram diferenciais de *turnover* entre docentes e profissionais das outras profissões testadas. Dentre os principais achados dos autores, destaca-se que a rotatividade se difere entre as profissões nas pessoas mais velhas, provavelmente refletindo que os professores se aposentam mais cedo.

Banerjee *et al.* (2012) desenvolvem um modelo teórico em que a frequência dos professores e alunos pode gerar um bem compartilhado, assim a frequência de ambos os grupos se reforça mutuamente. Para testar empiricamente, os autores utilizam dados de uma província do Paquistão de 1994 e 1995 e modelos de regressão aparentemente não correlacionados (SUR). Os resultados empíricos corroboram o modelo teórico e mostram que a frequência de ambos os grupos é inter-relacionada, de modo a criar um bem compartilhado (não observável), que incentiva os professores a evitar o absenteísmo desde que os alunos sejam frequentes e a recíproca também é verdadeira.

Ingersoll e May (2012) estimam a magnitude, os determinantes e o destino de professores de matemática e ciências dos EUA com dados do *Schools and Staffing Survey* (2003-2004) e seu suplemento *Teacher Follow-Up Survey* (2004-2005) e utilizando regressões logísticas e modelos hierárquicos. A rotatividade encontrada é muito maior dentro do mesmo distrito do que para distritos ou estados diferentes. Os principais motivos de evasão dos professores são a oferta de maiores salários, a insatisfação com a docência e/ou escola e sair da docência para outras carreiras. Para os professores de matemática o maior preditor da rotatividade é quanto ao grau de autonomia na sala de aula, enquanto para os professores de ciências é o salário máximo que os professores podem receber.

Ronfeldt, Loeb e Wyckoff (2013) estimam o impacto da rotatividade de professores sobre alunos da cidade de Nova York. Os dados são do departamento de

Educação da cidade e correspondem aos biênios compreendidos entre 2001-2002 e 2009-2010, captando todos os alunos de quarto e quinto anos para as disciplinas de matemática e língua inglesa. Os autores utilizam-se de painéis de efeitos fixos: primeiro de escolaridade por ano e depois. Os principais resultados mostram que a rotatividade reduz o desempenho de alunos em língua inglesa e matemática, com o efeito se intensificando em escola com grande parcela de negros e de estudantes com baixo desempenho.

Ost e Schiman (2015) utilizam-se de dados do *North Carolina Education Research Data Center* que acompanha todos os professores de escolas públicas da Carolina do Norte entre os anos de 1995 e 2007 para entender a rotatividade de professores do ensino fundamental deste estado americano. Para tanto, os autores aplicam um modelo de probabilidade linear. O principal resultado é que a realocação do docente em ano de ensino diferente ao abordado anteriormente aumenta a probabilidade de rotatividade, principalmente para professores com pouca experiência específica (anos de trabalho no mesmo emprego).

Hanushek, Rivkin e Schiman (2016) utilizam dados de alunos e professores do quarto ao oitavo ano do *Texas Education Agency* começando no ano letivo 1996-1997 e findando em 2000-2001. O principal resultado mostra que o efeito líquido da rotatividade de professores é negativo, explicado pela redução na experiência e pela redução de produtividade após a realocação de professores de séries diferentes.

Allen, Burgess e Mayo (2018) estudam a rotatividade de professores no mercado de trabalho inglês. Os autores juntam três bases de dados, são elas: *School Workforce Census* (realizado em 2010), *National Pupil Database*, *Edubase* e o *giving school characteristics*. O principal resultado mostra que a vizinhança escolar está ligada à rotatividade docente. As escolas de distritos mais pobres contratam professores com médias de idade inferiores aos seus pares em outros distritos.

2.2. Salários e Proficiência

Menezes-Filho e Pazello (2007) utilizam-se de dados do SAEB (Sistema de Avaliação da Educação Básica) para avaliar se a introdução do FUNDEF (Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valorização do Magistério) melhorou a proficiência dos alunos de escolas públicas. O modelo utilizado foi o de diferenças em diferenças. Os resultados mostram que um aumento relativo na renda dos professores aumenta a proficiência dos alunos.

Woessmann (2011) analisa dados do PISA (*Programme for International Student Assessment*) de 2003 para estimar o efeito dos salários dos professores sobre a nota dos estudantes. Os principais resultados apontam que os países que pagam os professores por desempenho têm resultados significativamente melhores do que os países que não pagam por desempenho, seja em leitura, ciências ou matemática.

Gilpin (2011) utiliza de regressões quantílicas para entender o efeito dos salários sobre a aptidão dos professores. Os dados utilizados pelo autor são provenientes do *Schools and Staffing Survey*, para os anos de 1999 e 2000, 2003 e 2004, 2007 e 2008, para os EUA. Os resultados, na média, mostram uma elasticidade de 0,132, ou seja, há uma relação positiva entre aptidão do professor e salários. Os resultados nos quantis, no entanto, mostram que essa relação forma um U invertido. Os professores de maior aptidão são mais afetados pelos alunos que ganham almoço, enquanto os professores de menor aptidão, pelo apoio educacional local.

Akiba *et al.* (2012) analisam dados de salários de professores dos países da OCDE (Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico) e do PISA (*Programme for International Student Assessment*) para entender como os salários afetam proficiência escolar em 30 diferentes países. Os principais resultados mostram que

salários mais altos que a média internacional para professores com 15 anos ou mais de experiência aumenta a proficiência em matemática e ciências, porém, salários mais altos que a média para novos professores não têm efeito sobre a proficiência.

Jones (2013) avalia o pagamento de incentivos por desempenho para distritos americanos. O autor utiliza como variável instrumental a distância da universidade de formação do professor para o distrito mais próximo que pague por desempenho. Os resultados mostram que a participação em atividades coletivas não remuneradas diminui enquanto as remuneradas mantêm-se constantes. Os resultados mostram, ainda que, os professores trabalham menos horas na escola e que quando há pagamento individual por desempenho, os seus esforços aumentam.

Oshiro, Scorzafave e Dorigan (2015) avaliam o programa de bonificação dos professores sobre a proficiência dos alunos. Os modelos utilizados foram o *Propensity Score Matching* (PSM) e o *Diff-in-Diff* e os dados são oriundos da Prova Brasil. Os resultados mostram que para o quinto ano do ensino fundamental houve um aumento nas notas dos alunos de português e matemática entre 2007 e 2009, porém, para 2011 há uma redução desse efeito. Para o nono ano do fundamental não houveram diferenças significativas.

3. Modelo Teórico

A chamada Função de Produção Educacional (FPE) é uma função de produção que incorpora características individuais, da turma, família, escolas, comunidades, professores, entre outros (Ibernaz, Ferreira e Franco, 2002; Glewwe e Kremer, 2006). Matematicamente, é expressa da seguinte forma:

$$Y = f(A, F, E, C, P) \quad (1)$$

Em que: Y é um conjunto de variáveis de resultados, A corresponde ao conjunto de características individuais do aluno dentre elas as habilidades inatas, F é um conjunto de características dos familiares, E é um conjunto de variáveis que explicitam a estrutura escolar, C é um conjunto de variáveis quanto à comunidade em que a escola está inserida, e, por fim, P é um conjunto de características dos professores.

Algumas variáveis cabem destaque dentro do modelo teórico. Nas variáveis dos alunos, a raça e o gênero são importantes fatores que afetam o desempenho (Menezes-Filho e Pazello, 2007; Franco e Menezes Filho, 2017). Para variáveis do contexto familiar, a educação dos pais, a composição familiar e o nível socioeconômico se destacam como variáveis que afetam os resultados (Machado e Gonzaga, 2007; Woessmann, 2011). Quanto a comunidade, a literatura revela que escolas em ambientes violentos possuem menor proficiência média (Butelli, 2012, 2015; Monteiro e Rocha, 2017), porém comunidades participativas aumentam a proficiência escolar e o esforço por parte do docente (Pandey, Goyal e Sundararaman, 2009).

A estrutura escolar tem papel importante na determinação do desempenho em proficiência dos escolares, por meio de ambientes de leitura, bibliotecas, laboratórios, salas e mesas para assistir aula (Albernaz, Ferreira e Franco, 2002; Moreira, Jacinto e Bagolin, 2017). Outro importante conjunto de variáveis que afetam o desempenho refere-se àquelas relacionadas ao professor. A habilidade intrínseca não é observável, porém há uma gama de variáveis dos professores que podem ser observadas e são importantes para o desempenho do aluno, como a formação e o salário (Junior, Ribeiro e Florissi, 2017; Machado e Scorzafave, 2016).

No que tange ao professor, o modelo teórico é uma adaptação do modelo de oferta de trabalho de professores de Gilpin, (2011), que consiste em determinar a oferta de

trabalho, de acordo com a utilidade esperada do trabalho na docência. Assim, a utilidade é dada por uma combinação de aspectos pecuniários com aspectos não pecuniários:

$$U_{ijt} = U(w_{ijt}(\tilde{X}_{it}, \tilde{Z}_{it}), X_{it}, Z_{ijt}, \epsilon_{ijt}) \quad (2)$$

Em que j é a j -ésima oportunidade de emprego, i é o i -ésimo professor e t é o período. O salário esperado no j -ésimo emprego é denotado por w_{ijt} , X_{it} é um conjunto de características pessoais e familiares do professor, Z_{ijt} é um conjunto de aspectos da escola em que o professor trabalha, tais como estrutura para dar aula e outras condições de trabalho, ϵ_{ijt} é um conjunto de características que não são observáveis (talento e dom) e afetam a utilidade. As variáveis \tilde{X}_{it} e \tilde{Z}_{it} são subconjuntos utilizados para a compensação.

Assumindo que $j = 1$ para mensurar a opção por outro trabalho, que não seja como docente na rede estadual de ensino, a decisão de ofertar horas de trabalho em regime de salários parcelados é da seguinte especificação:

$$d_{it} = \begin{cases} 1, & \text{se } U_{i1t} > U_{i0t} \\ 0, & \text{se } U_{i1t} \leq U_{i0t} \end{cases} \quad (3)$$

Em que d é uma variável binária que indica se o indivíduo i reduz a oferta de horas (ou abandona a ocupação) no sistema estadual de ensino no Rio Grande do Sul no período t .

Segundo o autor, os aspectos pessoais e quanto à comunidade permanecem constantes na escolha entre empregos, porém o que muda é a remuneração, aspectos de trabalho. Para o caso específico deste trabalho, há de se considerar que o docente pode optar por outras tarefas que lhe deem utilidade maior, como a docência em nível municipal ou particular, além de empregos não ligados à docência.

4. Estratégia Empírica

Nesta seção serão apresentados os métodos utilizados neste trabalho. Antes, porém, cabe salientar que no ano de 2014 não havia parcelamento de salários no Rio Grande do Sul e em 2016, ano final deste estudo, apenas o Estado parcelava os salários. Para um modelo de avaliação de impacto (como o Diff-in-Diff e o RIF-DIF) há a clara divisão entre os grupos tratado e controle: as escolas estaduais são as escolas tratadas enquanto as escolas municipais, as escolas do grupo de controle.

4.1 Diferenças em Diferenças

O método de diferenças em diferenças é um método quase experimental desenvolvido para avaliação de políticas e, quando é utilizado o estimador de efeitos fixos, é capaz de eliminar vieses causados por variáveis não observáveis invariantes no tempo (FOGUEL, 2017).

A principal hipótese do modelo de diferenças em diferenças é a de tendência comum: a trajetória temporal da variável de resultado deve ser igual para o grupo de controle e de tratamento. Essa hipótese é facilmente demonstrada via resultados potenciais:

$$\begin{aligned} & E[Y(0)|T = 1, t = 1] - E[Y(0)|T = 1, t = 0] \\ & = E[Y(0)|T = 0, t = 1] - E[Y(0)|T = 0, t = 0] \end{aligned} \quad (4)$$

Em que Y é a variável de resultado, T é a variável que define o tratamento e t é a variável de tempo.

A equação (4) é a expressão matemática que define a hipótese de tendência comum. Tal equação evidencia que os grupos de tratamento e controle devem ter resultados idênticos caso ambos recebam o tratamento. A hipótese é possível de ser observada em análise gráfica, caso hajam dados para vários períodos anteriores ao tratamento.

O modelo final pode ser expresso através da equação (5):

$$Y_{it} = \alpha + \beta t + \gamma T_i + \delta(t.T) + X'_{it}\pi + \epsilon_{it} \quad (5)$$

Em que α é a constante, β é o coeficiente que captura o efeito de tempo, γ é o coeficiente que captura o efeito de tratamento, δ é o coeficiente do programa, que é uma interação entre as variáveis de tempo e do tratamento, e π é o coeficiente que mostra o efeito das demais covariadas sobre o resultado.

A interação entre o tratamento e o tempo é necessária, pois β é a diferença de médias no tempo e γ é a diferença de médias do grupo tratado para o grupo controle, porém δ é a única variável capaz de capturar se o tratamento altera o Y no período pós-programa.

Há, no entanto, um *trade-off* inerente para o método: o período imediatamente após o tratamento pode não ter efeito do programa sobre a variável de resultado, porém quanto mais distante do tratamento, maior as chances de grupos de tratamento e controle sofrer contaminação de outros programas.

4.2 Regressão Quantílica Não Condicional

O modelo de diferenças em diferenças na média é importante para a avaliação de impacto, porém, quando há efeitos heterogêneos ao longo da distribuição da variável dependente, torna-se necessária uma análise quantílica. O modelo a ser utilizado foi desenvolvido por Firpo, Fortin e Lemieux (2009) e é conhecido por RIF (*Recentered Influence Function Regression – RIF-Regression*), em que a variável dependente, Y , é permutada por uma função de influência (*Influence Function – IF*).

A expectativa condicional da RIF pode ser modelada por meio de uma função linear das covariadas

$$E[\text{RIF}(Y; v)|X] = X_i\gamma + \epsilon_i \quad (6)$$

Em que, por meio de mínimos quadrados ordinários, é possível estimar os parâmetros γ e X é um conjunto de variáveis observáveis, tais como as covariadas apresentadas em (5).

No caso quantílico, tem-se a igualdade de $\text{RIF}(Y; Q_\tau)$ com $Q_\tau + \text{IF}(Y, Q_\tau)$, de forma que é possível escrever:

$$\text{RIF}(y; Q_\tau) = Q_\tau + \frac{\tau + 1\{y \leq Q_\tau\}}{f_Y(Q_\tau)} \quad (7)$$

Em que $f_Y(\cdot)$ é a função de densidade da distribuição marginal de Y , $1\{\cdot\}$ é uma função indicadora e Q_τ é a amostra τ -quantílica da distribuição incondicional de Y . Computacionalmente, a estimação da densidade no ponto é feita através de métodos de kernel e primeiro é estimada a amostra quantílica \hat{Q}_τ .

5. Dados

Os dados são provenientes do Censo Escolar para os anos de 2014 e 2016. O Censo Escolar é realizado anualmente no Brasil pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), autarquia vinculada ao Ministério da Educação. A base consiste em diversas informações escolares como relacionada à infraestrutura, o corpo docente, o diretor, e as turmas. O Censo Escolar abrange todas escolas de ensino regular, ensino especial, educação de jovens e adultos e de educação profissional. Os microdados estão disponíveis entre o ano de 1995 até 2017.

Indicador de Regularidade do Docente

A variável dependente é uma variável calculada pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP). Segundo nota técnica do INEP (2015) o indicador é composto por dois itens: Pontuação por Presença (PP) e Pontuação por Regularidade (PR). A pontuação por regularidade é um bônus para quando o docente permanece na instituição em anos consecutivos.

Matematicamente, é possível expressar a PP do professor i , na escola j e no ano t da seguinte forma:

$$PP_{ijt} \begin{cases} \frac{60}{n_t}, & \text{se o professor } i \text{ atua na escola } j \text{ no ano } t \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (8)$$

Em que n_t é a distância em anos do último ano analisado acrescida de uma unidade e varia de 1 a 5.

Já a pontuação por regularidade, conforme supracitado, é um adicional para professores que permanecem na escola por anos consecutivos, sendo calculada conforme a equação (9):

$$PR_{ijt} \begin{cases} \frac{(PP_{ijt+1} - PP_{ijt})}{2}, & \text{se o professor } i \text{ atua na escola } j \text{ nos anos } t \text{ e } t + 1 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (9)$$

Por fim, o indicador de regularidade docente (IRD) é calculado como um somatório da pontuação por presença com a pontuação por regularidade:

$$IRD_{ij} = (PP_{ijt} + PR_{ijt}) + (PP_{ijt+1} + PR_{ijt+1}) + (PP_{ijt+2} + PR_{ijt+2}) + (PP_{ijt+3} + PR_{ijt+3}) + PP_{ijt+4} \quad (10)$$

A variável dependente varia de 0,8 até 5, em que 0,8 é o mínimo registrado de regularidade do corpo docente para uma escola no Rio Grande do Sul e 5 é a nota máxima estipulada pelo INEP.

5.1 Variáveis Independentes

O Indicador de Esforço Docente (IED), também calculado pelo INEP, é calculado com base em quatro parâmetros para o professor: número de escolas, número de turnos, nível de educação e número de alunos. O INEP disponibiliza as informações ao nível de escola com a porcentagem de professores em cada um dos 6 níveis definidos de esforço docente, em ordem crescente de esforço. O cálculo é feito por meio da Teoria de Resposta ao Item (TRI), que possibilita a comparação de informações de indivíduos ao longo do tempo. A metodologia tem sido amplamente utilizada pelo INEP para comparação de

resultados de testes de proficiência e também pela literatura de educação (Bergner *et al.*, 2012; Chen, Lee e Chen, 2005; Klein, 2009; Valle, 2000).

Assim como o IED, a Adequação da Formação Docente (AFD) é dividida em 5 categorias e as escolas possuem uma porcentagem de professores em cada nível. O nível 1 refere-se aos docentes com formação licenciada ou bacharel com formação pedagógica na área de atuação do docente, o nível 2 refere-se ao professor com bacharelado na área de atuação, o nível 3 refere-se ao docente com licenciatura ou bacharelado com formação pedagógica em área diferente da atuação do docente, o nível 4 é para docentes com formação superior, mas fora de qualquer das outras áreas e o nível 5, professores que não possuem formação superior.

As demais variáveis de controle são a localização da escola (assume 1 se a escola encontra-se em zona urbana), o número de alunos por turma em média por escola (ATU), o número de horas-aula diárias (HAD) e a porcentagem de docentes com ensino superior (DSU). Assim, de acordo com o modelo teórico, os controles apresentados (acrescidos do efeito fixo de município) conseguem captar os efeitos ao nível da escola e de localização. A Tabela 1 apresenta a média de cada variável no *baseline* para cada um dos grupos, tratado e controle, a diferença de médias e um teste t de diferenças.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas no ano de 2014

Variável	Média Controle (C)	Média Tratados (T)	Diferença (T-C)	Teste-t
IRD	3,22	3,558	0,338	***
IED_1	21,352	15,568	-5,784	***
IED_2	11,69	10,963	0,735	**
IED_3	25,119	21,324	-3,795	***
IED_4	32,297	38,331	6,035	***
IED_5	6,182	10,092	3,91	***
IED_6	3,353	3,722	0,369	**
ATU	16,578	19,128	2,550	***
HAD	4,405	4,640	0,234	***
AFD_1	57,095	52,998	-4,097	***
AFD_2	0,408	0,307	-0,1	**
AFD_3	25,408	29,138	3,78	***
AFD_4	2,626	3,032	0,406	***
AFD_5	14,463	14,474	0,011	
Urbano	61,644	80,773	19,129	***
DSU	85,98	87,208	1,228	***
Observações		2774	2096	

Fonte: Elaboração própria com dados do INEP.

Nota: *** 1% de significância, ** 5% de significância

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas no *baseline* e é possível perceber que, a única variável estatisticamente igual entre os grupos é a adequação da formação docente nível 5. A regularidade docente é maior nas escolas estaduais e os três níveis superiores de esforço docente também são maiores no grupo de tratamento. As médias de horas aulas por dia e de alunos por turma são maiores também na rede estadual de ensino em relação à rede municipal.

Há de se salientar, no entanto, que a rede municipal possui mais docentes nos níveis 1 e 2 de adequação, ou seja, possuem maior porcentagem de professores lecionando em disciplinas de suas formações. A porcentagem de docentes com nível superior é maior 1,22 pontos percentuais nas escolas estaduais, bem como elas estão mais localizadas na zona urbana do que as escolas municipais.

6. Resultados

A Tabela 2 apresenta os resultados do modelo de diferenças em diferenças em três especificações diferentes. A primeira é o modelo mais parcimonioso, pois, contém apenas covariadas quanto ao tratamento (ser escola estadual), ao período (ano de 2016) e uma interação entre as variáveis, que é o resultado, denominado diff.

A estatística F e o seu respectivo p-valor mostram que os três modelos são adequados quanto às covariadas. O R² aumenta fortemente da primeira especificação (7,18%) para a terceira (30,79%), indicando que a inclusão de novas variáveis é importante para o entendimento do indicador de esforço docente.

Quanto ao período, os três modelos são unânimes em mostrar que não há uma variação temporal de regularidade do esforço docente, porém, as escolas públicas estaduais têm entre 0,27 e 0,338 a mais de regularidade do corpo docente quando comparadas às escolas públicas municipais no RS.

O principal resultado, que capta o efeito do parcelamento de salários, é a variável Diff. Tal resultado mostra que o parcelamento de salários reduz entre 0,079 e 0,073 o coeficiente de regularidade do corpo docente das escolas estaduais no ano de 2016. O último resultado representa um deslocamento de 0,13 desvios-padrão para a esquerda.

Tabela 2: Resultados do modelo de diferenças em diferenças

Modelo	(1)	(2)	(3)
Variável			
Período	0,0110 (0,016)	0,0076 (0,016)	0,0084 (0,015)
Tratamento	0,3381*** (0,015)	0,3203*** (0,016)	0,271*** (0,015)
Diff	-0,0775*** (0,021)	-0,0795*** (0,021)	-0,0726*** (0,019)
IED_2	-	-0,0003 (0,001)	0,0003 (0,001)
IED_3	-	-0,0008 (0,006)	-0,0005 (0,001)
IED_4	-	-0,0008 (0,001)	-0,0008 (0,001)
IED_5	-	0,0018** (0,000)	0,002*** (0,000)
IED_6	-	-0,0002 (0,01)	-0,0007 (0,001)
ATU	-	0,0022 (0,001)	0,0172*** (0,001)
HAD	-	-0,0098* (0,005)	-0,0108* (0,001)
AFD_2	-	-0,0095*** (0,002)	-0,0062** (0,003)
AFD_3	-	0,0014*** (0,000)	0,0013*** (0,000)
AFD_4	-	0,0006 (0,001)	0,0026** (0,001)
AFD_5	-	0,0031*** (0,001)	0,0016 (0,001)
Urbano	-	-0,0004** (0,000)	-0,0004*** (0,000)
DSU	-	0,0087*** (0,001)	0,0053*** (0,001)
Constante	3,2196*** (0,011)	2,465*** (0,147)	3,0081*** (0,0169)
Efeitos Fixos de Município	Não	Não	Sim
R-Quadrado	0,0718	0,1034	0,3079
Teste-F	265,52	64,7	15,01
P-Valor	0,000	0,000	0,000

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *** 1% de significância, ** 5% de significância, * 10% de significância.

As demais variáveis mostram o efeito sobre o IRD e serão descritas de acordo com o coeficiente do modelo (3). Em comparação às escolas que têm menor esforço docente (nível 1), as escolas com nível 5 possuem uma maior regularidade do corpo docente. O resultado evidencia que escolas com maior esforço de professores gera uma maior

regularidade docente, isto é, são escolas com menor rotatividade. Quanto maior o número de alunos nas turmas, em média, maior o IRD, mas o IRD reduz-se quanto maior são as horas aula por dia. A porcentagem de professores com nível superior está diretamente ligada à regularidade docente, enquanto professores da zona urbana têm maior rotatividade, se comparados com professores da zona rural.

Cabe destaque a adequação da formação docente: o grupo base são os docentes que possuem licenciatura ou bacharelado, com formação pedagógica, na área em que atuam. O nível 2 tem menor regularidade, porém são professores que são bacharéis na área de atuação, e não possuem formação pedagógica. Escolas com maior porcentagem de professores níveis 3 e 4 (licenciados e bacharéis com e sem formação pedagógica em área distinta à que atua) são escolas com maior indicador de regularidade docente.

A Tabela 3 apresenta os principais quantis para que sejam analisados os efeitos das covariadas sobre a distribuição do indicador de regularidade docente nas escolas gaúchas. Salienta-se que o R^2 é menor que na média, porém varia de 18,8% a 23,2%. O período (variável que indica a diferença de 2014 para 2016) é significativo apenas no quantil 75, enquanto que variável que mede as diferenças entre escolas estaduais e municipais foi sempre positiva e significativa. Há de se salientar que, a menor diferença de IRD está na cauda inferior, em que as escolas estaduais têm 0,222 maior IRD que as municipais.

A variável de interesse, diff, mostra que na cauda inferior o parcelamento não afeta a regularidade docente, porém tem efeito crescente, sendo significativo e negativo em todo o resto da distribuição apresentada na Tabela 3. O efeito crescente na variável diff mostra que quanto maior a regularidade docente, mais o parcelamento de salários afeta, aumentando o *turnover* dos professores.

Tabela 3: Resultados do modelo de diferenças em diferenças quantílico não condicional

Modelo	Quantil	Quantil	Quantil	Quantil	Quantil
Variável	10	25	50	75	90
Período	-0.0271 (0.0318)	0.0201 (0.0225)	0.0198 (0.0162)	0.0296** (0.0141)	0.0150 (0.0183)
Tratamento	0.222*** (0.0303)	0.316*** (0.0236)	0.299*** (0.0201)	0.244*** (0.0185)	0.262*** (0.0245)
Diff	-0.0095 (0.0392)	-0.0917*** (0.0304)	-0.0925*** (0.0256)	-0.0977*** (0.0239)	-0.106*** (0.0313)
IED_2	0.0053*** (0.00136)	0.001 (0.001)	-0.0002 (0.001)	-0.0007 (0.001)	-0.0018* (0.001)
IED_3	0.0008 (0.001)	-0.0004 (0.001)	-0.001* (0.000)	-0.0004 (0.001)	-0.0008 (0.001)
IED_4	0.00220** (0.00110)	0.000262 (0.000708)	-0.000721 (0.000521)	-0.00110** (0.000487)	-0.00195*** (0.000688)
IED_5	0.00613*** (0.00153)	0.00338*** (0.00110)	0.00246*** (0.000876)	0.000487 (0.000804)	-0.00128 (0.00106)
IED_6	0.00433* (0.00229)	0.00204 (0.00170)	-0.00180 (0.00132)	-0.00145 (0.00127)	-0.00400** (0.00169)
ATU	0.0284*** (0.00334)	0.0244*** (0.00232)	0.0157*** (0.00184)	0.0101*** (0.00169)	0.00739*** (0.00219)
HAD	-0.0110 (0.0116)	-0.0128 (0.00815)	-0.0113* (0.00660)	-0.00440 (0.00636)	-0.00755 (0.00857)
AFD_2	-0.00237 (0.00940)	-0.00555 (0.00473)	-0.00843*** (0.00317)	-0.00366 (0.00267)	-0.00782*** (0.00301)

AFD_3	0.000671 (0.00105)	0.00114 (0.000714)	0.00135** (0.000539)	0.00115** (0.000511)	0.000470 (0.000700)
AFD_4	0.00193 (0.00253)	0.00309* (0.00173)	0.00295** (0.00133)	0.00201* (0.00113)	0.00383*** (0.00146)
AFD_5	0.00149 (0.00276)	0.00250 (0.00183)	0.00220* (0.00133)	5.13e-06 (0.00118)	-0.000629 (0.00160)
Urbano	-0.000425 (0.000354)	-0.000539** (0.000255)	-0.000339* (0.000205)	-0.000538*** (0.000196)	-0.000803*** (0.000266)
DSU	0.00766** (0.00312)	0.00765*** (0.00205)	0.00586*** (0.00146)	0.00249* (0.00132)	0.00112 (0.00181)
Constante	1.516*** (0.326)	2.238*** (0.216)	3.065*** (0.212)	3.781*** (0.270)	4.359*** (0.405)
Efeitos Fixos de Município	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Observações	9,659	9,659	9,659	9,659	9,659
R-Quadrado	0.190	0.226	0.232	0.208	0.188

Fonte: Elaboração própria.

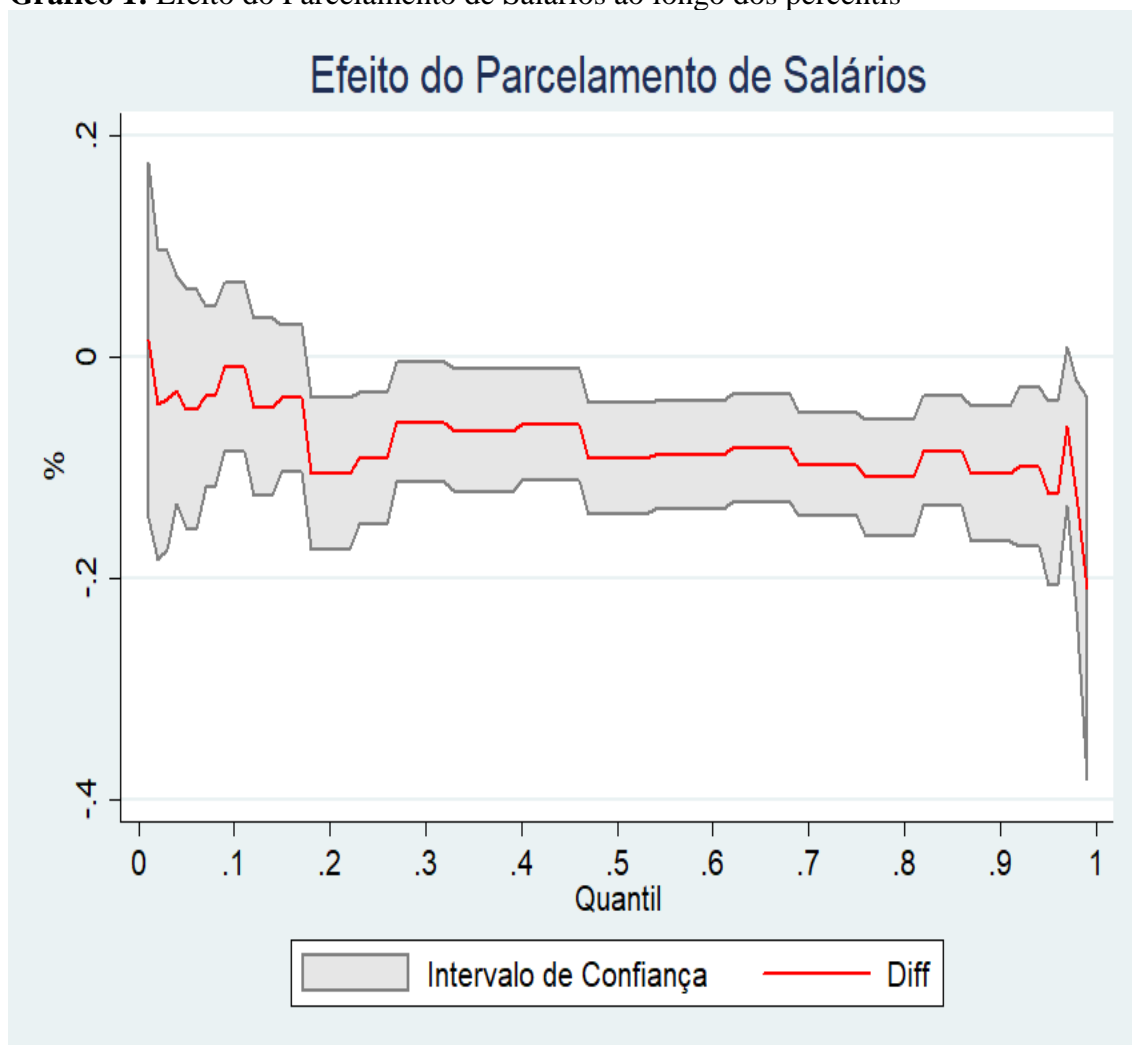
Nota: *** 1% de significância, ** 5% de significância, * 10% de significância.

O esforço docente em todos os níveis, à exceção do nível três, aumenta a regularidade docente nas escolas localizadas na cauda inferior da distribuição, salientando que o nível 1 é o grupo base, em que o esforço docente é o menor. Quanto ao quantil superior, o efeito é o oposto, pois, os maiores níveis de esforço docente estão negativamente correlacionados com o indicador de regularidade docente ao nível escolar. Maior a quantidade média de alunos por turma, eleva a regularidade dos docentes em todos os quantis, porém com trajetória decrescente. As horas-aula diárias reduzem apenas na mediana e apenas a 1% de significância. Porcentagem de docentes com nível superior aumenta a regularidade docente, principalmente em escolas de menor regularidade.

A adequação da formação docente (AFD) de nível 2, bacharéis sem formação pedagógica, mas que atuam na sua área de formação, tem efeito negativo, se comparado ao nível 1, ao IRD na mediana e no lado direito da distribuição. O nível três (licenciados ou bacharéis com formação pedagógica fora da área de formação) aumenta a regularidade docente a partir da mediana da distribuição em diante. O nível 4 (bacharéis sem formação pedagógica e fora da área de formação) aumentam a regularidade a partir do segundo quantil. O nível 5 (docentes sem ensino superior) tem efeito positivo apenas na mediana e a 10% de significância. Cabe salientar que, o grupo base, AFD_1, é formado por professores com licenciatura ou bacharelado e formação pedagógica que lecionam na mesma área de sua formação. Professores em zona urbana têm menor regularidade com efeito crescente conforme aumenta o quantil.

O Gráfico 1 demonstra o efeito do parcelamento sobre a regularidade docente em todos os percentis. É possível mostrar que, a política de parcelamentos de salários afeta mais as escolas em que a rotatividade de professores é menor (maiores percentis) e que o efeito do parcelamento é mais intenso conforme aumenta o percentil. A partir de, aproximadamente, o 20º percentil o efeito começa a ter significância estatística.

Gráfico 1: Efeito do Parcelamento de Salários ao longo dos percentis



Fonte: Elaboração própria

7. Discussão e Considerações Finais.

O presente artigo teve como objetivo avaliar os efeitos da política de parcelamento de salários do governo estadual do Rio Grande do Sul sobre o indicador de regularidade docente (IRD), indicador capaz de captar o nível de rotatividades dos docentes nas instituições de ensino. Os métodos utilizados foram o DID e o RIF-DID e os dados são oriundos do INEP a partir do Censo Escolar para os anos de 2014 e 2016.

Os resultados mostram que há um efeito negativo do parcelamento sobre o IRD e esse efeito é maior quanto mais elevado é o percentil analisado. Logo, as escolas com maior regularidade do corpo docente são as mais afetadas pela política de parcelamento. Em outras palavras, as escolas que já possuem nível alto de *turnover* não são afetadas, porém as escolas com menor *turnover* são as mais afetadas pelo parcelamento, aumentando a rotatividade do corpo docente. Os resultados são não significativos até o 20º percentil, indicando que as escolas em que há maior rotatividade da mão de obra docente, o parcelamento mostra não ter efeito.

A literatura revela que, ao comparar professores com pessoas de formação próxima que não são docentes, os docentes possuem maiores salários (Machado e Scorzafave, 2016), porém os resultados aqui apresentados mostram que o parcelamento pode acabar levando à fuga de cérebros das escolas estaduais para outras escolas e/ou

profissões. O absenteísmo docente, por sua vez, tem sido amplamente mostrado como danoso na proficiência dos estudantes (Butelli, 2012, 2015; Monteiro e Rocha, 2017), efeito possível a partir do parcelamento de salários.

Menezes-Filho e Pazello (2007), Akiba *et al.* (2012) e Woessmann (2011) demonstram que um maior pagamento de professores ou bonificações aumentam a proficiência de seus alunos em testes padronizados, tanto para o Brasil quanto para outros países. O parcelamento de salários gera uma redução salarial relativa (uma vez que existe o desconto intertemporal dos ganhos), podendo levar a uma redução na proficiência dos alunos. O modelo de Banerjee *et al.* (2012) mostra que a frequência de alunos e professores gera um bem compartilhado não observável que aumenta a proficiência de alunos. Se a rotatividade aumenta, tal bem compartilhado não é criado e isso faz com que as médias de alunos em testes padronizados sejam menores.

Para futuros trabalhos, sugere-se uma avaliação da política de parcelamento nos testes padronizados (como a Prova Brasil⁴), avaliações nos outros estados que realizam o parcelamento. Conclui-se que o parcelamento tem efeito de aumento na rotatividade dos professores da rede estadual de ensino do Rio Grande do Sul.

⁴ Dados da última Prova Brasil (pós parcelamento) ainda indisponíveis.

Bibliografia

- AKIBA, M. *et al.* Teacher salary and national achievement: A cross-national analysis of 30 countries. **International Journal of Educational Research**, v. 53, p. 171–181, 2012.
- ALBERNAZ, Â.; FERREIRA, F.; FRANCO, C. QUALIDADE E EQÜIDADE NO ENSINO FUNDAMENTAL BRASILEIRO. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 32, n. 3, p. 453–476, 2002.
- ALLEN, R.; BURGESS, S.; MAYO, J. The teacher labour market, teacher turnover and disadvantaged schools: new evidence for England. **Education Economics**, v. 26, n. 1, p. 4–23, 2018.
- AMÉRICO, B. L.; LACRUZ, A. J. Contexto e Desempenho Escolar: a Prova Brasil e o Estado do Espírito Santo. **Revista de Administração Pública**, v. 51, n. 5, 2017.
- AVILA, R. I.; CONCEIÇÃO, J. B. S. Servidores públicos ativos e inativos do Estado do Rio Grande do Sul, de 1991 a 2016: elementos para o debate. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 44, n. 4, p. 137–152, 2017.
- BANERJEE, R. *et al.* Student and teacher attendance: The role of shared goods in reducing absenteeism. **Economics of Education Review**, v. 31, n. 5, p. 563–574, 2012.
- BERGNER, Y. *et al.* **Model-Based Collaborative Filtering Analysis of Student Response Data: Machine-Learning Item Response Theory**. 5th International Conference on Educational Data Mining. **Anais...ERIC**, 2012
- BRAATZ, J. O que explica a deterioração recente das finanças públicas do RS e quais são as perspectivas? **Indicadores Econômicos FEE**, v. 45, n. 1, p. 109–122, 2017.
- BUTELLI, P. H. **O Impacto das UPPs sobre a Performance Escolar no Rio de Janeiro**. [s.l.] Fundação Getúlio Vargas, 2012.
- _____. **Avaliação de Impacto de Políticas de Segurança: O Caso das Unidades de Polícia Pacificadora no Rio de Janeiro**. [s.l.] Fundação Getúlio Vargas, 2015.
- CERQUEIRA, D. *et al.* **Indicadores multidimensionais de educação e homicídios nos territórios focalizados pelo Pacto Nacional pela Redução de Homicídios**. [s.l.] Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2016.
- CHEN, C.-M.; LEE, H.-M.; CHEN, Y.-H. Personalized e-learning system using item response theory. **Computers & Education**, v. 44, n. 3, p. 237–255, 2005.
- FALCH, T.; STRØM, B. Teacher turnover and non-pecuniary factors. **Economics of Education Review**, v. 24, n. 6, p. 611–631, 2005.
- FIRPO, S.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Unconditional quantile regressions. **Econometrica**, v. 77, n. 3, p. 953–973, 2009.
- FOGUEL, M. N. Diferenças em Diferenças. *In*: MENEZES-FILHO, N. A.; PINTO, C. C. DE X. (Eds.). **Avaliação Econômica de Projetos Sociais**. 3. ed. São Paulo: Fundação Itaú Social, 2017. p. 85–110.
- GILPIN, G. A. Reevaluating the effect of non-teaching wages on teacher attrition. **Economics of Education Review**, v. 30, n. 4, p. 598–616, 2011.
- HANUSHEK, E. A.; RIVKIN, S. G.; SCHIMAN, J. C. Dynamic effects of teacher turnover on the quality of instruction. **Economics of Education Review**, v. 55, p. 132–148, 2016.
- HARRIS, D. N.; ADAMS, S. J. Understanding the level and causes of teacher turnover: A comparison with other professions. **Economics of Education Review**, v. 26, n. 3, p. 325–337, 2007.
- HAVNES, T.; MOGSTAD, M. Is universal child care leveling the playing field? **Journal of Public Economics**, v. 127, p. 100–114, 2015.
- HUEBENER, M.; KUGER, S.; MARCUS, J. Increased instruction hours and the

widening gap in student performance. **Labour Economics**, v. 47, p. 15–34, 2017.

INGERSOLL, R. M.; MAY, H. The magnitude, destinations, and determinants of mathematics and science teacher turnover. **Educational Evaluation and Policy Analysis**, v. 34, n. 4, p. 435–464, 2012.

JONES, M. D. Teacher behavior under performance pay incentives. **Economics of Education Review**, v. 37, p. 148–164, 2013.

JUNIOR, M. V. W.; RIBEIRO, F. G.; FLORISSI, S. Capital cultural dos professores e seu impacto sobre o aprendizado das crianças. **Economia Aplicada**, v. 21, n. 2, p. 339–379, 2017.

KLEIN, R. Utilização da teoria de resposta ao item no Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (Saeb). **Revista Meta: Avaliação**, v. 1, n. 2, p. 125–140, 2009.

MACHADO, D. C.; GONZAGA, G. O impacto dos fatores familiares sobre a defasagem idade-série de crianças no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 4, p. 449–476, 2007.

MACHADO, L. M.; SCORZAFAVE, L. G. D. DA S. Distribuição de salários de professores e outras ocupações: uma análise para graduados em carreiras tipicamente ligadas à docência. **Revista Brasileira de Economia**, v. 70, n. 2, p. 203–220, 2016.

MARQUES JUNIOR, L. DOS S. Existe espaço fiscal para elevar a dívida pública do Estado do Rio Grande do Sul? **Perspectiva Econômica**, v. 12, n. 2, p. 53–71, 2016.

MENEZES-FILHO, N.; PAZELLO, E. Do teachers' wages matter for proficiency? Evidence from a funding reform in Brazil. **Economics of Education Review**, v. 26, n. 6, p. 660–672, 2007.

MONTEIRO, J.; ROCHA, R. Drug battles and school achievement: evidence from Rio de Janeiro's favelas. **Review of Economics and Statistics**, v. 99, n. 2, p. 213–228, 2017.

MOREIRA, K. DA S. G.; JACINTO, P. DE A.; BAGOLIN, I. P. Determinantes da proficiência em matemática no Rio Grande do Sul: uma análise a partir de modelos hierárquicos. **Ensaio FEE**, v. 38, n. 1, p. 7–34, 2017.

OSHIRO, C. H.; SCORZAFAVE, L. G.; DORIGAN, T. A. Impacto sobre o desempenho escolar do pagamento de bônus aos docentes do ensino fundamental do Estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, v. 69, n. 2, p. 213–249, 2015.

OST, B.; SCHIMAN, J. C. Grade-specific experience, grade reassignments, and teacher turnover. **Economics of Education Review**, v. 46, p. 112–126, 2015.

PAIVA FRANCO, A. M. DE; MENEZES FILHO, N. A. Os determinantes do aprendizado com dados de um painel de escolas do SAEB. **Economia Aplicada**, v. 21, n. 3, p. 525–548, 2017.

PANDEY, P.; GOYAL, S.; SUNDARARAMAN, V. Community Participation in Public Schools: Impact of Information Campaigns in Three Indian States. **Education Economics**, v. 17, n. 3, p. 355–375, 2009.

RONFELDT, M.; LOEB, S.; WYCKOFF, J. How teacher turnover harms student achievement. **American Educational Research Journal**, v. 50, n. 1, p. 4–36, 2013.

VALLE, R. DA C. Teoria de resposta ao item. **Estudos em avaliação educacional**, n. 21, p. 7–92, 2000.

WOESSMANN, L. Cross-country evidence on teacher performance pay. **Economics of Education Review**, v. 30, n. 3, p. 404–418, 2011.