

Tempo de Exposição ao Regime de Ciclos e os Efeitos sobre Indicadores Educacionais e Sociais no Brasil

Jamilly Santos*, Aléssio Almeida†, Antonio V. Barbosa‡, Paula Spinola§ e Juliana Scriptoro¶

Área 12 - Economia Social e Demografia Econômica

Resumo

Este estudo tem por objetivo avaliar os efeitos da adoção do regime de Ciclos (progressão continuada) sobre indicadores educacionais e sociais nas escolas públicas de ensino fundamental (EF) no Brasil, considerando diferentes períodos de exposição a esse regime. Para tanto, utiliza-se o método de diferenças em diferenças com reponderação baseada no *propensity score matching* para a função condicional média e para diferentes quantis da distribuição condicional dos indicadores. As evidências apontam que a adoção dos Ciclos impacta negativamente na proficiência em matemática e português – sobretudo, para o 5º ano do EF –, porém as magnitudes das estimativas não implicam alterações expressivas na posição das escolas sob Ciclos e Séries na escala de proficiência do SAEB. Por outro lado, as escolas especialmente com 3 anos ou mais de exposição à progressão continuada apresentam menores taxas de distorção idade-série na série final da primeira fase do EF, assim como observa-se para o 9º ano do EF um elevado aumento nas taxas de conclusão escolar e expectativas dos discentes permanecerem estudando. O efeito sobre a redução dos custos de oportunidade dos jovens, capturados pelas suas perspectivas educacionais após o EF, ocorre com maior intensidade no extremo negativo da distribuição condicional desse indicador. Portanto, conclui-se que os resultados auferidos realçam a importância da inclusão do tempo de exposição para melhor identificar os impactos da adoção da progressão continuada.

Palavras-chaves: Ciclos. Tempo de exposição. Resultados educacionais. Indicadores sociais.

Abstract

This paper aims to evaluate the impact of adoption Cycles regime (non-retention policy) on educational and social indicators in public schools of primary education (PS) in Brazil, considering different exposure time to this regime. We use the differences-in-differences method combined with reweighting based on propensity score matching for conditional mean function and for different quantiles of the conditional distribution of the indicators. The evidences show that the adoption of Cycles impact negatively on the proficiency in math and reading – specially for the 5th grade in PS –, but the magnitudes of the estimates do not imply significant changes in the position of schools in Cycles and Series in proficiency scale of SAEB. On the other hand, schools especially with 3 or more years of exposure to Cycles have lower age-grade rates in the final series of the first phase of the PS, and we observe for the 9th grade in PS a high increase in rates of school conclusion and expectations of the students remain in school. The effect on reducing youth opportunity costs, captured by their educational expectation after PS, occurs with greater intensity at the negative end of the conditional distribution of this indicator. Therefore, we conclude that our results highlight the importance of including the exposure time to better identify the impacts of the non-retention policy.

Keywords: Non-retention. Exposure time. School performance. Social indicators.

JEL Classification: I21, I28, C52

*Programa de Pós-Graduação em Economia, UFBA. E-mail: <jamillydias@yahoo.com.br>

†Departamento de Economia, UFPB. E-mail: <alessio@ccsa.ufpb.br>

‡Programa de Pós-Graduação em Economia, UFPE. E-mail: <antonio.vinicius@ufpe.br>

§Programa de Pós-Graduação em Economia, UFRJ. E-mail: <paula.spinola@gmail.com>

¶Programa de Pós-Graduação em Economia, USP. E-mail: <juliana.scriptoro@gmail.com>

1 Introdução

Existe um consenso na literatura econômica que avanços educacionais reduzem a desigualdade social e aumentam a oferta de mão-de-obra qualificada e a renda futura dos indivíduos (REIS; BARROS, 1990; BARROS; MENDONÇA, 1995; FERREIRA; VELOSO, 2003; PSACHAROPOULOS; PATRINOS, 2004). Nesse sentido, garantir cobertura universal aliada à qualidade do ensino para população em idade escolar é um importante aspecto para o desenvolvimento econômico e social dos países (HANUSHEK; WOESSMANN, 2008). O Brasil tem avançado no aumento da cobertura do sistema de educação, porém garantir a qualidade do ensino e do aprendizado ainda tem sido um desafio para os formuladores de políticas públicas.

Os indicadores educacionais no Brasil apresentam um histórico desfavorável em termos de desempenho escolar, captado por notas em testes padronizados – como verificado na posição do país¹ no Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (PISA) –, de taxas de reprovação nos anos iniciais para os discentes com menor nível socioeconômico e de indicadores de abandono e evasão escolar, sobretudo nos anos finais da educação básica (MENEZES-FILHO *et al.*, 2008). Dessa forma, o regime de Ciclos, por meio da progressão continuada, visa estimular os indicadores de fluxo escolar e, assim, o tempo de permanência das crianças e adolescentes na escola².

Em 1996, o art. 36 da Lei n.º 9.434, conhecida como Lei de Diretrizes e Bases da Educação (LDB), tornou facultativo no Brasil a implantação do regime em Ciclos (ou progressão continuada) na educação básica. Essa forma de organização pressupõe que a classificação em qualquer série ou etapa, exceto na primeira série do ensino fundamental, pode ser feita independentemente de escolarização anterior. A avaliação da educação é realizada pela escola, a qual define o grau de desenvolvimento e experiências do aluno e assegura sua inscrição na série ou etapa adequada. De forma distinta, a progressão regular seriada estabelece o avanço nas etapas subsequentes mediante promoção dos alunos que cursaram, com aproveitamento, a série ou fase anterior.

Políticas sobre progressão escolar em diversos países estimularam pesquisas relacionando o abandono e desempenho escolar com os ganhos futuros dos discentes no mercado de trabalho. Eide & Showalter (2001) mostram que quanto maior a reprovação dos alunos, maior a taxa de abandono escolar e menor os ganhos no mercado de trabalho. Por outro lado, Jacob & Lefgren (2009) sugerem que a reprovação no ensino fundamental não afeta a probabilidade do aluno concluir o ensino médio, porém a reprovação associada ao baixo rendimento no último ano do ensino fundamental aumenta substancialmente a probabilidade de que esses alunos abandonem os estudos no ensino médio.

De acordo com Meisels & Liaw (1993) e Jimerson *et al.* (1997), políticas de progressão escolar são uma forma de contornar o problema da evasão escolar, reduzir a distorção idade-série e evitar que os alunos fiquem desmotivados ou desinteressados ao repetir uma série. Alexander *et al.* (1999) ressaltam que, ao eliminar o incentivo do estudo por meio da avaliação regular, a progressão continuada pode reduzir a qualidade de aprendizado e, dessa forma, não gerar mão-de-obra qualificada necessária para o desenvolvimento social.

No Brasil, não há consenso entre educadores e gestores de políticas públicas acerca do regime de Ciclos. Os estudos empíricos não convergem sobre a direção dos efeitos desse tipo de política, especialmente quando se trata de indicadores de aprendizagem, mas identificam o seu papel nas variáveis de fluxo escolar – como nas taxas de abandono e distorção idade-série. Ferrão *et al.* (2002) mostram que o regime de Ciclos contribui para a correção da defasagem idade-série, mas não apresenta influência sobre o desempenho escolar dos estudantes. De acordo com Menezes-Filho *et al.* (2008), o regime de Ciclos atinge o objetivo de reduzir o abandono escolar e, como consequência, proporciona uma elevação da renda futura dos estudantes, embora tenha impacto negativo na proficiência.

¹ Conforme a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD, 2014), o Brasil encontra-se na 58ª posição dentre os 65 países avaliados, por exemplo, na média do escore em matemática no PISA 2012.

² Em geral, em escolas organizadas em Ciclos a avaliação dos alunos ocorre no final de cada ciclo – por exemplo, o ensino fundamental pode ser dividido em duas etapas sendo realizada a avaliação dos discentes respectivamente no 5º e 9º anos. Para o avanço entre os anos de cada ciclo é necessário uma frequência mínima no total de horas letivas.

Os resultados encontrados em [Neves & Pazello \(2012\)](#) mostram aumento no desempenho dos estudantes do 5º ano do ensino fundamental. Tal resultado, no entanto, não é observado para os alunos do final da segunda fase do ensino fundamental. Ainda de acordo com estes autores, mudança do regime de Ciclos por Séries gera um acréscimo no desempenho para os alunos do 5º ano. Já [Carvalho & Firpo \(2014\)](#) destacam a baixa significância estatística do efeito da adoção dos Ciclos ao longo da distribuição condicional de desempenho em matemática e português.

Levando em consideração as pesquisas mencionadas, este trabalho pretende contribuir na discussão acerca do regime de Ciclos no Brasil a partir do controle do tempo de exposição³ (heterogeneidade do efeito) e, assim, da experiência da escola com a progressão continuada, bem como adicionando indicadores de impacto que refletem o custo de oportunidade dos alunos, como trabalho infantil e perspectivas educacionais dos estudantes. Assim, o objetivo geral deste artigo é avaliar o impacto do tempo de exposição da escola ao regime de Ciclos ao longo da distribuição condicional dos resultados educacionais e sociais. As fontes de dados utilizadas são oriundas basicamente do Censo Escolar da Educação Básica e da Prova Brasil.

Além desta introdução, o trabalho está dividido em cinco seções. As seções 2 e 3 referem-se à descrição do banco de dados e às estratégias empíricas adotadas para medir o impacto do regime de Ciclos. Por fim, as seções 4 e 5 apresentam os principais resultados encontrados e as conclusões deste artigo.

2 Dados

Os dados utilizados para a estimação do impacto do regime de Ciclos sobre os indicadores educacionais e sociais são oriundas do Censo Escolar da Educação Básica e da Prova Brasil e das planilhas de rendimento escolar do Educacenso, disponibilizadas pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP). O Censo Escolar é composto por dados sobre todas as escolas públicas e privadas da educação básica de diferentes etapas e modalidades do ensino, matrículas, turmas e docentes, ao passo que no Educacenso estão disponíveis os dados sobre o rendimento escolar (aprovação, reprovação e abandono).

A partir das bases de dados são extraídas informações sobre a forma de organização do ensino fundamental e indicadores educacionais e sociais das escolas municipais e estaduais em atividade e de ensino regular no país. Além destas, são obtidas variáveis relativas às condições estruturais e de funcionamento da escola, incluindo a existência de outros programas educacionais adotados na escola – como o Mais Educação. Em consonância à estratégia empírica, os dados estão organizados em um painel formado por escolas da rede municipal e estadual.

A Tabela 1 mostra, para o período de 2009 a 2013, a distribuição dessas escolas por organização entre Ciclos e Séries. Ressalta-se que as escolas com informações não disponíveis sobre a forma de organização do ensino fundamental ou que não se mantiveram ao longo dos anos não foram consideradas.

³ O controle para o tempo de exposição é algo relevante para esse tipo de avaliação, pois existe um elevado quantitativo de escolas que migram de forma sistemática ao longo do tempo entre os regimes de Séries e Ciclos (ver Tabela 2).

Tabela 1 – Distribuição das escolas municipais e estaduais de Ensino Fundamental regular por tipo de organização (Ciclos ou Séries). Macrorregiões brasileiras entre 2009 e 2013

Macrorregião	Organização	2009	2010	2011	2012	2013
Norte	Ciclos	2.247	2.419	2.753	2.732	2.988
	Seriado	18.752	18.184	17.564	17.271	16.575
	Total	20.999	20.603	20.317	20.003	19.563
Nordeste	Ciclos	7.286	7.543	8.811	8.458	9.315
	Seriado	53.501	51.079	47.722	46.382	42.827
	Total	60.787	58.622	56.533	54.840	52.142
Sudeste	Ciclos	19.831	18.774	19.213	18.386	18.766
	Seriado	9.318	9.671	8.833	9.479	8.661
	Total	29.149	28.445	28.046	27.865	27.427
Sul	Ciclos	2.304	2.175	2.078	2.050	2.079
	Seriado	12.642	12.324	12.216	12.103	11.875
	Total	14.946	14.499	14.294	14.153	13.954
Centro-Oeste	Ciclos	1.321	1.381	1.375	1.414	1.611
	Seriado	4.708	4.573	4.493	4.405	4.173
	Total	6.029	5.954	5.868	5.819	5.784
Brasil	Ciclos	32.989	32.292	34.230	33.040	34.759
	Seriado	98.921	95.831	90.828	89.640	84.111
	Total	131.910	128.123	125.058	122.680	118.870

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Escolar-INEP 2009 a 2013.

Pelos dados da Tabela 1, mais de 70% das escolas públicas (estaduais e municipais) no país se organizam em regime Seriado ao longo desse intervalo de tempo. Observa-se que em todos os cinco anos e em todas as macrorregiões brasileiras existem escolas que optaram pelo regime de Ciclos. Vale destacar que as escolas situadas no Sudeste brasileiro apresentam uma característica diferenciada, visto que aproximadamente 2/3 do total de escolas estão organizadas em Ciclos. Além do mais, existe uma tendência de crescimento de unidades escolares sob o regime de Ciclos nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste e uma estabilidade na participação de escolas em Ciclos no Sul e Sudeste do Brasil. O percentual de escolas nordestinas nesse regime passou de 12% em 2009 para 18% em 2013 – um crescimento de 49% –, ao passo que a taxa de crescimento nesse período para o Norte e Centro-Oeste foi de, respectivamente, 43% e 27%.

Dado que a avaliação de impacto sobre os indicadores pretendidos leva em consideração o tempo de exposição ao regime de Ciclos, a Tabela 2 exhibe a quantidade de escolas pelo número de anos de exposição para o período de 2009 a 2013, com controle para o período inicial de implantação⁴. Importante ressaltar que o tempo de exposição aos Ciclos reportado nesta tabela não é necessariamente consecutivo. Assim, por exemplo, das 909 escolas que implementaram inicialmente o regime de Ciclos em 2010 e foram expostas por 2 anos, tem-se os seguintes casos: adoção sequencial, 2010 e 2011, que representa 39% dos casos; adoções não-sequenciais, 2010 e 2012 ou 2010 e 2013, que correspondem respectivamente a 27% e 34% do total. Este último caso representa as escolas que transitaram entre os dois tipos de organização (Ciclos e Séries) durante o período de análise.

⁴ Com a indisponibilidade da informação sobre a organização ou não do ensino fundamental em Ciclos no ano de 2007 e 2008 no Censo Escolar, torna-se inviável a incorporação de um maior período de tempo na construção do painel de escolas. Ademais, a análise dirigida apenas para anos anteriores a 2007 possui menos informações de escolas públicas principalmente no tocante aos níveis de proficiências dos discentes, já que a Prova Brasil – que é uma radiografia mais abrangente do que o antigo SAEB – iniciou sua série em 2007.

Tabela 2 – Distribuição das escolas municipais e estaduais do Ensino Fundamental regular por tempo de exposição aos Ciclos e por ano de início do regime. Escolas públicas brasileiras entre 2009 e 2013

Início da exposição	Tempo de exposição aos Ciclos					Total	
	0	1	2	3	4		5
-	65.264						65.264
2009		3.523	1.616	1.910	3.296	19.181	29.526
2010		1.554	909	1.028	2.175		5.666
2011		2.045	1.110	1.434			4.589
2012		2.080	1.175				3.255
2013		4.346					4.346
Total	65.264	13.548	4.810	4.372	5.471	19.181	112.646

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Escolar-INEP 2009 a 2013.

Conforme a Tabela 2, nota-se que um total de 65.264 escolas permaneceram no regime Seriado durante todo o período de cinco anos, enquanto que 19.181 escolas optaram pelo regime de Ciclos ao longo de todo o interregno. Essas últimas, em conjunto com as 29.526 escolas que se organizaram em Ciclos no ano de 2009 e as 8.726 escolas⁵ que transitaram entre os dois regimes e/ou que o ano final de adoção foi anterior a 2013 foram desconsideradas da presente análise. Tais filtros são usados para garantir que existam informações anteriores e posteriores à adoção dos Ciclos no período, excluir a possibilidade de reversão de regime (Séries-Ciclos-Séries) e permitir o cálculo do impacto da política conforme o tempo de exposição. Destaca-se que as 65.264 escolas, as quais funcionaram sob o regime Seriado entre 2009 e 2013 constituem o grupo de controle potencial⁶.

Os dados apresentados na Tabela 2 indicam a necessidade de considerar a quantidade de tempo em que as escolas foram expostas à política. Dessa forma, a amostra potencial⁷ deste estudo é igual a 74.394 escolas⁸, restrito as unidades que não adotaram Ciclos em nenhum período entre 2009 e 2013 (grupo de controle) e escolas que adotaram a política de Ciclos em 2013 com diferentes prazos de exposição (grupo de tratamento – heterogêneo).

2.1 Seleção de indicadores

Tendo em vista os objetivos da adoção da progressão continuada no ensino fundamental (EF), o presente artigo pretende avaliar os impactos desta sobre indicadores educacionais e sociais para um período de exposição próximo à duração completa de um ciclo nessa etapa de ensino (≈ 4 anos). Adicionalmente, o tempo de exposição sob a influência dos Ciclos pode implicar em resultados heterogêneos nos indicadores selecionados ao decorrer do tempo, uma vez que envolve a experiência da escola na gestão deste regime, assim como maior prazo de maturação dos resultados.

A Tabela 3 detalha os indicadores utilizados neste trabalho e suas respectivas fontes. Todos os indicadores referem-se as duas fases do EF, com exceção das expectativas educacionais que são medidas apenas no 9º ano. Ressalta-se que a análise ocorre em nível de escolas, haja vista a possibilidade de avaliar as mesmas unidades em mais de um período, garantindo a adoção de técnicas que controlem pelos efeitos fixos invariantes no tempo.

⁵ Quantitativo equivalente ao somatório das áreas sombreadas com tonalidade mais clara na Tabela 2.

⁶ O termo potencial significa a sub-população de escolas que são utilizadas na avaliação, haja vista a existência de perdas de escolas no processo de conexão dos dados censitários com as bases, por exemplo, de resultado e rendimento escolar.

⁷ Ver nota de rodapé 6.

⁸ Somatório das áreas sombreadas com tonalidade mais escuras na Tabela 2.

Tabela 3 – Descrição dos indicadores selecionados

Indicador	Descrição	Fonte
Conclusão escolar	Taxa de aprovação escolar nos anos finais das duas fases do Ensino Fundamental	Educacenso
Distorção idade-série	Taxa de distorção idade-série (TDI) nos anos finais das duas fases do Ensino Fundamental	Educacenso
Proficiência dos alunos	Proficiência em Língua Portuguesa e Matemática nos anos finais de cada uma das duas fases do Ensino Fundamental	Prova Brasil
Trabalho infantil	Percentual de crianças que trabalham fora de casa nos anos finais de cada uma das duas fases do Ensino Fundamental	Prova Brasil
Expectativas educacionais	Percentual de expectativas dos discentes concluintes do Ensino Fundamental em continuar os estudos no Ensino Médio	Prova Brasil

Fonte: Elaboração própria.

De forma geral, os indicadores selecionados para o processo de avaliação são compostos por três dimensões: (1) *fluxo escolar*, expresso pelas taxas de conclusão nas duas fases do ensino fundamental e de estudantes com distorção idade-série; (2) *aprendizado*, captado pela proficiência dos alunos em Língua Portuguesa e Matemática na Prova Brasil; (3) *custo de oportunidade*, dado pela taxa de trabalho infantil entre os discentes das escolas e expectativas de continuação dos estudos para discentes no 9º ano após a conclusão do EF.

Nesses indicadores, testa-se os efeitos dos Ciclos assumindo que eles podem ser distintos no transcurso da intervenção, visto a relevância da experiência organizacional das escolas com essa política. Parte-se do princípio que os efeitos do regime sobre o fluxo escolar, aprendizagem e custos de oportunidades dos jovens precisam de tempo de maturação para refletirem os impactos de sua implementação.

No comparativo com os outros trabalhos para o Brasil, [Ferrão et al. \(2002\)](#), [Menezes-Filho et al. \(2008\)](#), [Neves & Pazello \(2012\)](#), [Carvalho & Firpo \(2014\)](#) e [Carvalho \(2014\)](#), este artigo se diferencia, especialmente, pela avaliação de efeitos heterogêneos de acordo com o período de exposição à política e pela inclusão de indicadores de resultados que refletem o custo de oportunidade enfrentado pelos alunos.

2.2 Demais variáveis

O conjunto de variáveis independentes utilizadas nesta pesquisa é relevante por atender dois objetivos: uniformizar as escolas em termos de características observáveis no período pré-tratamento e incluir um vetor de controles no cômputo do estimador de diferenças em diferenças (*DD*) com o intuito de aumentar a precisão dos coeficientes. Segundo [Heckman et al. \(1997\)](#) e [Abadie \(2005\)](#), o estimador *DD* reponderado pelo *propensity score matching* (PSM) apresenta uma melhor performance, especialmente quando existem características omitidas invariantes no tempo.

Portanto, para tais fins o vetor de variáveis explicativas Γ , utilizado como controle no modelo *DD*, é formado por: características estruturais da escola, sumarizadas no indicador de qualidade de infraestrutura da escola (IIE); aspectos organizacionais, captado pela complexidade de funcionamento das escolas (fator escala de operação) a partir da quantidade de alunos matriculados, pois quanto maior a escala de funcionamento mais complexo é a gestão e alocação dos recursos escolares; adoção de outros programas educacionais, como o percentual de turmas na escola participantes no programa Mais Educação; características qualitativas da oferta do serviço educacional, dadas pela média da carga-horária de aula diária por turma e percentual de professores com ensino superior. Além do vetor Γ , o vetor de características observáveis X é utilizado na estimação do PSM para o período pré-tratamento. O vetor X é composto pelo vetor Γ – no período pré-tratamento⁹ – e por variáveis situacionais relativas ao período de tempo específico, incluindo: complexidade da oferta de serviços educacionais pela escola, definida pelas diferentes etapas de ensino ofertada (Educação Infantil, primeira e segunda fase do ensino fundamental, ensino médio, educação de jovens e adultos (EJA), ensino profissionalizante e outras); outras informações sobre a qualidade do ensino como um indicador se a escola iniciou seu ano letivo no primeiro trimestre e a duração em dias

⁹ Nesse caso não se inclui a variável relativa ao programa Mais Educação.

corridos do ano letivo; outras características da escola como a dependência administrativa (estadual ou municipal), indicador de acessibilidade, merenda escolar, atendimento especial educacional e média de alunos por turma; fatores locacionais, como macrorregião e zona de localização.

O indicador de infraestrutura escolar (IIE) é calculado através da Análise Fatorial¹⁰, que permite estimar dimensões latentes (construtos), como habilidades cognitivas, socioemocionais, qualidade de infraestrutura, nível socioeconômico, entre outros (Corrar *et al.*, 2009). A dimensão latente do IIE se refere à qualidade dos recursos estruturais (serviços e infraestrutura) da escola. O IIE considera quatorze perguntas existentes no questionário da escola sobre a disponibilidade de recursos (equipamentos, ambientes e serviços). Esses itens são: biblioteca, laboratório de informática, computadores disponíveis para os alunos, quadra de esporte, energia elétrica, esgotamento sanitário, entre outros. O indicador tem seu valor normalizado¹¹ entre de 0 a 1, onde quanto mais próximo de um, melhor o nível de infraestrutura da escola.

Para minimizar as perdas amostrais devido ao grande número de informações *missings* prestadas por alunos e diretores de escolas nos questionários socioeconômicos da Prova Brasil, as evidências reportadas na seção de resultados estão elaboradas com covariadas advindas apenas do Censo Escolar¹².

3 Estratégia Empírica

A estratégia empírica consiste em observar escolas municipais e estaduais entre os anos de 2009 e 2013, de acordo com os recortes amostrais descritos na seção anterior e avaliar o efeito sobre as escolas que adotaram o regime de Ciclos em relação àquelas que não sofreram intervenção. Com base na especificação do modelo proposto em Rocha & Soares (2010) sobre o tempo de exposição dos municípios ao Programa Saúde da Família (PSF), os impactos do regime de Ciclos são desenvolvidos partindo do pressuposto que o efeito da política pode variar conforme o tempo de exposição ao tratamento.

Ainda, a fim de melhor capturar os efeitos, utiliza-se como grupo de controle as escolas que nunca aderiram ao regime de progressão continuada durante o período em análise, comparando-as com aquelas que adotaram esse regime. Aqui, a hipótese é de que o surgimento de efeitos da política sobre alguns indicadores (proficiência, por exemplo) se dá apenas alguns períodos após a implementação. Cabe ressaltar que os trabalhos anteriores relacionados à avaliação do regime de Ciclos no Brasil, como Ferrão *et al.* (2002), Menezes-Filho *et al.* (2008), Neves & Pazello (2012), Carvalho & Firpo (2014) e Carvalho (2014), não controlam o tempo que as escolas estão expostas à política, o que pode gerar um viés no estimador de impacto.

Para estimar de forma consistente o impacto e considerando que a escolha pela adoção do regime de educação pode ser uma decisão voluntária das escolas ou uma deliberação de diretrizes educacionais do município ou do estado, este projeto leva em consideração possíveis problemas de autosseleção. Nesse sentido, são diversos os fatores que exercem influência na decisão de uma escola em adotar ou não o regime de Ciclos. Assim, para que seja possível a comparação entre um conjunto de escolas tratadas e não-tratadas é preciso garantir que elas sejam semelhantes em termos de características observáveis e não-observáveis, de forma que o contrafactual dos tratados na ausência de tratamento seja representado pela situação das escolas não-tratadas.

Dada a disponibilidade de informações de um conjunto de escolas para mais de um período de tempo, é possível identificar os impactos a partir do modelo de diferenças em diferenças (*DD*). Nessa abordagem,

¹⁰ Segundo Jakubowski (2014), a utilização de covariadas calculadas por métodos que reduzem a dimensionalidade das variáveis como Análise Fatorial aumenta a eficiência dos estimadores advindos do escore de propensão.

¹¹ A normalização é realizada pela seguinte expressão: $\theta_{iN} = \frac{\theta_i - \theta_{min}}{\theta_{max} - \theta_{min}}$, onde θ_{iN} representa o traço latente normalizado da escola $i \in (0, 1)$ e $\theta_i \in (-\infty, +\infty)$ é o traço latente da escola i .

¹² Foram feitas especificações alternativas para medir os efeitos dos Ciclos, que diferenciam-se pela inclusão de variáveis explicativas criadas a partir dos questionários socioeconômicos da Prova Brasil tanto no estágio do PSM quanto na parte de diferenças em diferenças. Apesar de uma redução de quase 50% na amostra tanto no 5º quanto para o 9º ano nos impactos, por exemplo, sobre os indicadores de proficiência, as estimativas obtidas de forma geral vão na mesma direção dos reportados efeitos na seção dos resultados.

são controladas as características não-observáveis das escolas, fixas no tempo, de modo que o estimador é obtido a partir do confronto entre as evoluções dos resultados dos tratados e do controle depois da intervenção.

Como salienta [Abadie \(2005\)](#), a hipótese de trajetórias paralelas entre os grupos de controle e tratamento durante o período anterior à intervenção, assumida pelo modelo convencional *DD*, é um pressuposto de identificação forte – especialmente em cenários com muito heterogeneidade entre as observações. Dessa forma, as estimativas *DD* ponderadas pelo peso das escolas em termos de suas probabilidades de tratamento, flexibilizaria tal hipótese.

Ao combinar os modelos de diferenças em diferenças com *propensity score*, tem-se que respeitar a hipótese de sobreposição: $0 < \Pr(D_i = 1|\mathbf{X}_i) = p(\mathbf{X}_i) < 1$. Ou seja, é preciso garantir a existência de características que sejam sobrepostas entre os grupos de controle e de tratamento em cada período de tempo. A outra hipótese fundamental do *propensity score* é a de ignorabilidade (ou seleção nos observáveis), como salienta [Rosenbaum \(2010\)](#), que é flexibilizada através da combinação dos métodos, dado que o método de *DD* controla pelos efeitos específicos das escolas que não variam ao longo do tempo.

A fim de obter um grupo de controle mais próximo ao grupo de tratados no período pré-tratamento, os determinantes que afetam a probabilidade da escola adotar o regime de Ciclos são calculados por meio do modelo *logit*. Portanto, estima-se no estágio inicial o peso de cada escola em termos do *propensity score* através de densidades *kernel* e pondera-se as estimativas de diferenças em diferenças de acordo com o modelo:

$$\Pr(D_i = 1|\mathbf{X}_{i,0}) = \Phi(\mathbf{X}_{i,0}) + \mu_i, \quad (1)$$

onde D_i representa uma variável *dummy* que indica 1 se a escola adota ciclos e 0 caso contrário, $\mathbf{X}_{i,0}$ representa variáveis observáveis relacionadas a diversas dimensões no período pré-tratamento, tais como atributos dos alunos, características físicas e organizacionais das escolas e fatores locacionais e específicos dos municípios (orçamento municipal, ciclo político etc.), $\Phi(\cdot)$ é uma função de distribuição logística e μ_i é o termo de erro idiossincrático.

O principal elemento para estimar o efeito causal do regime de Ciclos são os diferentes períodos de exposição, seguindo a especificação proposta por [Rocha & Soares \(2010\)](#). Desta forma, a especificação empírica é dada pela seguinte expressão:

$$Y_{it}^s = \beta^s + \sum_{k=1}^K \delta_k^s D_{it}^k + \mathbf{\Gamma}'_{it} \boldsymbol{\alpha}^s + \phi_i^s + \gamma_t^s + \epsilon_{it}, \quad (2)$$

em que Y_{it}^s representa o s -ésimo indicador de resultado para a escola i no tempo t , D_{it}^k indica uma variável binária que assume valor 1 se a escola i no ano t tem adotado o regime de Ciclos por k anos, $\mathbf{\Gamma}_{it}$ representa um vetor de variáveis de controle das escolas, ϕ_i^s é o efeito fixo da escola, γ_t^s captura o efeito fixo do tempo no ano t , ϵ_{it} é o termo de erro aleatório, e β^s , δ_k^s , $\boldsymbol{\alpha}^s$ e γ_{tm}^s são os parâmetros do modelo¹³. O parâmetro δ_k^s é o estimador de diferenças em diferenças, que mede o impacto do regime de ciclos.

3.1 Análise de impacto na distribuição condicional dos indicadores

Nesta seção, investiga-se a heterogeneidade do impacto da adoção do regime por Ciclos para diferentes quantis da distribuição. De acordo com [Carvalho & Firpo \(2014\)](#), os motivos para se avaliar os efeitos da política ao longo da distribuição se dá pela crença de que os alunos que se encontram no topo da distribuição se sintam menos estimulados no regime de Ciclos, pois não têm o incentivo necessário para exercer maior esforço, enquanto que os alunos que se beneficiam pela não reprovação afetam de forma negativa os primeiros quantis da distribuição de proficiência.

¹³ Para minimizar os problemas de autocorrelação serial e heterocedasticidade do termo de erro, seguindo a abordagem de [Bertrand et al. \(2004\)](#), que consiste na estimação dos erros-padrão em *clusters* no nível de escola.

Como descrito em Meyer *et al.* (1995), Poterba *et al.* (1995) e Athey *et al.* (2006), a análise ao longo da distribuição pode ser realizada pelo estimador de diferenças em diferenças utilizando regressão quantílica. Porém, faz-se necessário a adição de duas hipóteses para a estimação da regressão quantílica com *DD*. A primeira delas é a hipótese forte de independência entre regressores do modelo e variáveis não observáveis. A outra refere-se à restrição de que o quantil condicional τ da variável de interesse seja linear.

Dessa maneira, a Equação 2 pode ser reescrita pela seguinte expressão:

$$Y_{it}^s(\tau) = \beta_{(\tau)}^s + \sum_{k=1}^K \delta_{k(\tau)}^s D_{it}^k + \phi_i^s + \gamma_t^s + \mathbf{\Gamma}_{it}' \boldsymbol{\alpha}_{(\tau)}^s + \mu_{it}. \quad (3)$$

em que $\tau \in (0, 1)$ corresponde a um quantil específico da distribuição condicional.

4 Resultados

Os resultados estão divididos em duas subseções. A primeira trata dos efeitos dos Ciclos no ensino fundamental para a função condicional média, enquanto que a segunda subseção aborda os impactos ao longo da distribuição. Em ambos os casos, verifica-se o impacto da progressão continuada no nível de aprendizagem, conclusão escolar, distorção idade-série, trabalho infantil e expectativas educacionais dos discentes, com destaque para a heterogeneidade do efeito da política conforme o tempo de exposição da escola ao tratamento.

As informações acerca do estágio referente ao PSM encontram-se no apêndice deste trabalho¹⁴. De forma geral, destaca-se que o PSM propiciou uma melhor homogeneização/balanceamento, em média, dos grupos de controle e de tratamento em termos de características observáveis no período pré-tratamento. No comparativo entre as médias das características observáveis para os grupos de controle e tratamento no cenário de não-pareamento eram mais distintas do que após o pareamento, por exemplo, o percentual de docentes com formação superior para escolas com 5º ano era no primeiro caso de 58,3% para os tratados e 61,3% no controle e passou para respectivamente 58,3% e 58% no segundo caso.

Verifica-se uma maior flexibilização da hipótese de trajetórias paralelas admitida no modelo *DD*, dada a minimização das diferenças médias das escolas sob Ciclos (tratadas) e Séries (controle), tal como pode ser constatado na Tabela A.2. Dessa maneira, para título das análises desenvolvidas a seguir, o modelo *DD* reponderado por PSM é mais robusto e por isso que as discussões levarão em conta os seus resultados.

4.1 Análise para função condicional média

A Tabela 4 mostra para cada um dos anos finais das duas fases do EF os efeitos do regime de Ciclos sobre o nível de aprendizagem dos estudantes – captado pela média da proficiência em matemática e língua portuguesa na Prova Brasil –, taxa de conclusão no EF, taxa de distorção idade-série (TDI), percentual de trabalho infantil e expectativas de continuidade dos estudos. A variável de resultado referente às expectativas educacionais está disponível apenas para o 9º ano do EF, enquanto que os demais indicadores são avaliados tanto para o 5º quanto para o 9º ano. Os coeficientes foram gerados a partir do modelo de diferenças em diferenças com e sem reponderação por PSM, com destaque para o efeito da política de Ciclos de acordo com a heterogeneidade do período de exposição à mesma. Em todas as regressões estão incluídas as características das escolas invariantes ao longo do período, o efeito fixo do tempo – que capta mudanças mais macro que afetam todas as escolas – e outras variáveis de controle que aumentam, em especial, a precisão das estimativas¹⁵.

¹⁴ A Tabela A.1 no Apêndice reporta os resultados do estágio inicial do método PSM, que consiste na estimação das probabilidades de adoção do regime de Ciclos condicionado a um vetor de características observáveis no período pré-tratamento, para assim viabilizar um melhor pareamento entre os grupos de tratamento e controle.

¹⁵ Devido a parcimônia, as tabelas e as demais ilustrações de resultados desta e da próxima subseção reportam apenas os parâmetros de interesse – efeitos dos Ciclos.

Os parâmetros δ_1 , δ_2 , δ_3 e δ_4 indicam, respectivamente, o impacto dos Ciclos para escolas expostas a essa forma de organização do ensino fundamental por 1, 2, 3 e 4 anos. Por sua vez, o coeficiente δ representa o efeito dos Ciclos em relação aos indicadores de resultado independentemente do tempo de exposição, que é o efeito comumente discutido nos trabalhos sobre o tema no Brasil.

Ao analisar os impactos dos Ciclos no 5º ano do EF, nota-se, de forma geral, uma redução no nível de aprendizagem dos estudantes em matemática e língua portuguesa, que independe da utilização ou não da reponderação por PSM e do tempo de exposição ao tratamento. Na média das proficiências, as escolas que adotaram o regime de Ciclos tiveram uma redução de 2 pontos na escala SAEB, ao considerar a heterogeneidade do efeito ele é ligeiramente maior, em termos absolutos, para as escolas com 1 e 2 anos de exposição. As unidades escolares com 3 anos de exposição ao tratamento não apresentaram mudanças estatisticamente significativas nessa dimensão de aprendizagem, enquanto as escolas expostas a 4 anos aos Ciclos tendem a apresentar uma redução nas proficiências em um nível menor do que o observado naquelas com 1 ou 2 anos de exposição.

Para aferir o tamanho dessa redução no conhecimento/competências em língua portuguesa e matemática dos discentes matriculados em escolas sob Ciclos é necessário analisar a escala SAEB que parametriza os desempenhos da Prova Brasil. Por exemplo, para o caso da língua portuguesa no 5º ano, as proficiências, segundo o INEP (2011a), podem ser agrupadas do nível zero (abaixo de 125 pontos na Prova Brasil) ao nível 8 (entre 300 e 325 pontos – que representa conhecimento avançado) na escala SAEB, de modo que o impacto negativo na proficiência de 1,986, 2,267 e 1,554 pontos para as escolas expostas respectivamente a 1, 2 e 4 anos aos Ciclos não resultaria em graves mudanças na localização da unidade escolar e de seus alunos em termos das competências desenvolvidas para língua portuguesa. O mesmo raciocínio pode ser utilizado para o desempenho em matemática no 5º ano que é medido do nível zero ao nível 10 (entre 350 e 375 pontos), no qual a mudança de nível via de regra é feita a cada 25 pontos na proficiência auferida na Prova Brasil (INEP, 2011b).

De fato, as escolas com regime de Ciclos tiveram uma piora relativa no nível de aprendizagem dos estudantes no ano final da primeira fase do EF. Contudo, não se pode atestar que efetivamente ocorreu uma maior disparidade no conhecimento dos discentes das escolas sob os Ciclos em relação às escolas sob Séries, dada a magnitude do impacto que não consegue alterar de forma significativa os níveis de habilidades ao longo da escala SAEB e representa em torno de 1% da média da nota de matemática e 1% da média da nota de português.

Em relação ao impacto dos Ciclos na proficiência para os alunos do último ano da segunda fase do EF, os coeficientes invariantes ao período de exposição não foram estatisticamente significativos. Todavia, ao levar em conta o período de exposição nota-se que essa forma de organização reduz a performance dos alunos nas escolas com 1 ou 2 anos de exposição, enquanto que nas escolas com mais de 2 anos de experiência com os Ciclos os efeitos não são diferentes de zero em matemática ou exibem sinais positivos como no caso de língua portuguesa. Isto é, nas escolas sob ciclos por 3 ou 4 anos, em média, observa-se uma elevação na nota de português em 1,4 e 0,7 pontos na escala SAEB. De todo modo, a magnitude dessas estimativas, tal como discutido para o 5º ano, não expressam mudanças drásticas na posição da escola no nível de habilidades cognitivas desenvolvidas.

Estes resultados vão de encontro com a expectativa de que alunos em situações mais desfavoráveis em termos de aprendizagem que deixam de abandonar a escola para permanecer estudando no regime de Ciclos são aqueles que mais pesam no efeito negativo do regime na proficiência média. Vale lembrar que estes alunos mais desfavoráveis não estariam incluídos na amostra dos alunos de escolas sob o regime de Séries pois teriam abandonado os estudos no contexto deste regime. Assim, esse impacto negativo para o 5º ano, por exemplo, na aprendizagem poderia ser interpretado simplesmente por um efeito da mudança da composição dos alunos entre os dois regimes que é um resultado direto da progressão continuada, mas que isso não repercute de maneira expressiva na média das habilidades e competências das escolas na escala SAEB, sobretudo no 9º ano e nas unidades escolares com mais tempo de exposição ao regime.

Para a taxa de conclusão na primeira e na segunda fase do EF, nota-se para o 5º ano uma tendência de um pequeno impacto negativo e que na maior parte dos modelos não exhibe sequer significância estatística.

Tabela 4 – Efeitos do regime de Ciclos com e sem tempo de exposição sobre indicadores de resultado condicionados para a média (com e sem reponderação por PSM), Escolas Públicas Brasileiras, 2009-2013

	Matemática				Português				Média das proficiências				Conclusão				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	
5º ano	δ	-3,768 ^c	-2,260 ^c														
	δ_1		-3,834 ^c	-2,328 ^c													
	δ_2		-4,973 ^c	-3,841 ^c													
	δ_3		-1,943	-0,409													
	δ_4		-3,939 ^c	-2,239 ^c													
	N	44.494	43.374	44.494	43.374	44.494	43.374	44.494	43.374	44.494	43.374	44.494	43.374	118.465	103.124	118.465	103.124
	R ²	0,75	0,77	0,75	0,77	0,76	0,78	0,76	0,78	0,77	0,79	0,77	0,79	0,25	0,25	0,25	0,25
		Trabalho infantil															
	δ																
	δ_1	-1,164 ^b	-0,635			0,679	0,03										
δ_2		0,011	0,534 ^a														
δ_3		-0,19	0,325														
δ_4		-2,176 ^a	-1,658 ^c														
N	105.518	98.949	105.518	98.949	41.194	40.247	41.194	40.247	41.194	40.247	41.194	40.247					
R ²	0,55	0,51	0,55	0,51	0,43	0,45	0,43	0,46	0,43	0,45	0,43	0,46					
	Matemática																
δ																	
δ_1	-0,609	-0,579															
δ_2		-1,612	-1,496 ^c														
δ_3		-1,622	-1,450 ^b														
δ_4		0,569	0,822														
N	36.319	35.150	36.319	35.150	36.319	35.150	36.319	35.150	36.319	35.150	36.319	35.150	54.860	50.215	54.860	50.215	
R ²	0,73	0,75	0,73	0,75	0,68	0,69	0,68	0,69	0,73	0,74	0,73	0,74	0,40	0,32	0,40	0,33	
	Expectativas																
δ																	
δ_1	0,499	0,228															
δ_2		0,611	0,441														
δ_3		1,157	1,044 ^b														
δ_4		0,727	0,487														
N	53.158	49.674	53.158	49.674	33.685	32.682	33.685	32.682	33.685	32.682	33.685	32.682	54.860	50.215	54.860	50.215	
R ²	0,60	0,55	0,60	0,55	0,45	0,47	0,45	0,48	0,45	0,47	0,45	0,48	0,40	0,32	0,40	0,33	
PSM	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	

^a p-valor<0,10; ^b p-valor<0,05; ^c p-valor<0,01.

Nota: Em todas as regressões leva-se em conta o efeito fixo da escola e do tempo, assim como são incluídas como controles adicionais: características estruturais da escola (IE), aspectos organizacionais (tamanho da escola em nível e ao quadrado), características qualitativas da oferta do serviço (carga-horária de aula e professores com ensino superior) e proporção de turmas participantes no programa Mais Educação. Erros-padrão foram estimados de forma robusta por *clusters* de escolas.

Não obstante, para o 9º ano do EF, o efeito é positivo e estatisticamente significativo a 1% para todos os coeficientes, com exceção para 1 e 2 anos de exposição sem reponderação por PSM e de 2 anos de exposição no modelo reponderado por PSM. Conforme o modelo (2), o efeito estimado dos Ciclos foi de 1,5 pontos percentuais (p.p.), enquanto que no modelo (4) as escolas com 2 anos ou menos de exposição ao regime apresentam uma queda no indicador de conclusão ou efeito insignificante estatisticamente, assim como nas escolas com 3 e 4 anos de exposição ao programa o impacto foi respectivamente de 2,4 e 4,4 p.p. Destarte, o efeito no 9º ano segue uma tendência crescente para maiores períodos de exposição à política, independente inclusive da reponderação pelo PSM.

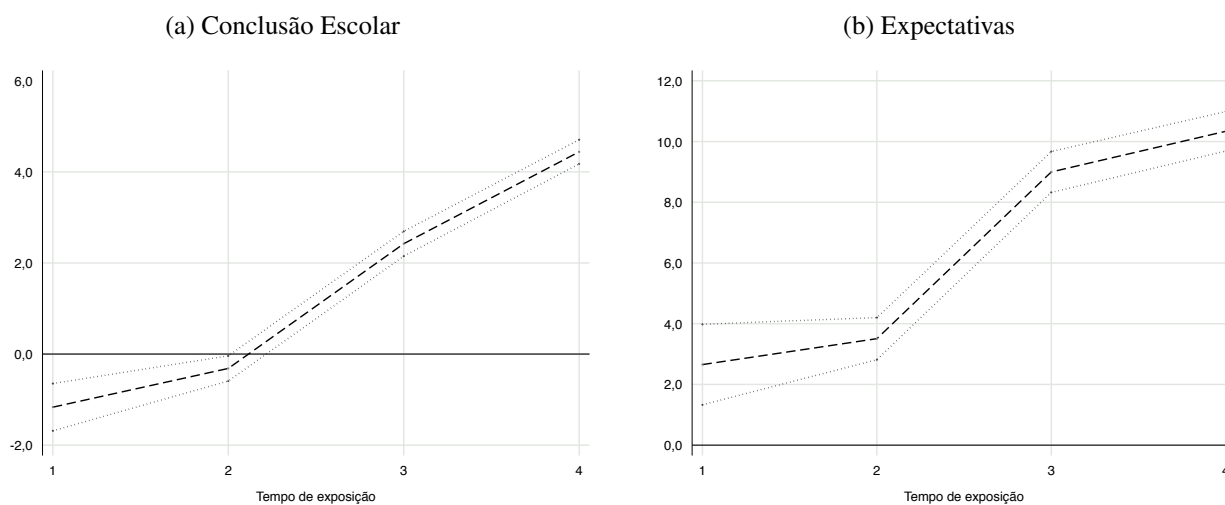
Através da Tabela 4, aponta-se que a distorção idade-série entre os indicadores avaliados para o 5º ano é o que possui um valor mais favorável para a política de Ciclos no que tange às escolas com 3 e, sobretudo, 4 anos de exposição à mesma. Nas escolas expostas por 4 anos o regime de Ciclos conseguiu reduzir em torno de 3,2 p.p. a TDI. Tendo em consideração que a TDI do 5º ano do ensino fundamental para as escolas presentes na amostra desta avaliação é de aproximadamente 40%, o impacto dos Ciclos nessa variável representa 8% desse valor. Assim, a proposta dos Ciclos em melhorar o fluxo escolar por meio da redução das taxas de reprovação e evasão escolar parece ter um peso importante na redução do estoque de alunos que estão fora da idade adequada para sua série quando se medita o resultado pelo tempo de exposição a política. Para o caso do 9º ano, os impactos dos ciclos na TDI são em sua grande totalidade insignificantes estatisticamente, indicando que para o grupo de alunos da fase final do EF os estímulos da progressão continuada não conseguem melhorar o índice de atraso na idade escolar.

Em relação ao trabalho infantil, os seus resultados não revelam claramente as direções dos impactos dos ciclos, principalmente para o 9º ano. A taxa de trabalho infantil no 5º ano para as escolas com 4 anos de exposição aos Ciclos foi maior do que a observada nas escolas sob Séries. Uma possível explicação para isso seria que, sob o regime de Ciclos, muitos alunos que abandonariam os estudos para trabalhar passariam a continuar estudando, porém possivelmente poderiam estar trabalhando nas horas vagas. Assim, esses alunos mais vulneráveis estariam presentes na amostra das escolas sob o regime de Ciclos mas não de Séries (efeito composição motivado pela progressão continuada), o que pressionaria para um efeito da política de Ciclos no sentido de aumentar o trabalho infantil. No entanto, paralelamente, dever-se-ia esperar que tal regime, por reduzir a TDI, diminuiria o custo de oportunidade do aluno em continuar estudando, o que pressionaria para um efeito negativo deste regime na taxa de estudantes que trabalham fora de casa. Os resultados sugerem que, enquanto para o 9º ano do ensino fundamental, o efeito da queda do custo de oportunidade no trabalho infantil preponderou, para o 5º ano, o efeito da mudança da composição dos alunos no regime de Ciclos sob a incidência de trabalho infantil parece ter sobressaído.

Em um contexto de mais estímulos para permanência na escola, expresso por exemplo pela maior taxa de conclusão do 9º ano do EF nas escolas com mais experiência organizacional dos Ciclos, seria razoável esperar que a adoção do regime de progressão continuada durante o ensino fundamental influenciasse positivamente a expectativa dos alunos de prosseguir para o ensino médio. Dessa forma, os resultados encontrados apontam que a implementação do regime de Ciclos aumenta de 2,6 p.p., para 1 ano de exposição, a 10,3 p.p., para 4 anos de exposição, a taxa de expectativas de continuidade dos estudos no ensino médio. Esse fato amplia o horizonte de escolarização dos jovens matriculados na última série do EF e, assim, potencialmente produzindo benefícios econômicos – dada a relevância dos anos de estudo nos ganhos auferidos no mercado de trabalho.

Um dos diferenciais dos resultados encontrados neste artigo em relação a outros trabalhos desenvolvidos para o caso brasileiro como [Menezes-Filho et al. \(2008\)](#), [Neves & Pazello \(2012\)](#) e [Carvalho & Firpo \(2014\)](#), é que os efeitos do regime de Ciclos podem variar conforme o tempo de exposição a política. Até então, utilizando a abordagem da literatura nacional, os efeitos dos Ciclos, por exemplo, na taxa de conclusão do 9º ano do ensino fundamental e nas expectativas de continuidade dos estudos no ensino médio, seriam invariantes de 1,5 p.p. e 6,8 p.p para as escolas que adotam o regime, independentemente do seu tempo de exposição. Como ilustrado na Figura 1, tais impactos de fato podem variar de acordo com a experiência organizacional das escolas e dos próprios discentes a progressão continuada.

Figura 1 – Efeitos do tempo de exposição ao regime de Ciclos sobre a taxa de conclusão do 9º ano do ensino fundamental e expectativas educacionais para o modelo de diferenças em diferenças reponderado pelo PSM, Escolas Municipais e Estaduais, 2009-2013



Fonte: Elaboração própria.

As Figuras 1a e 1b evidenciam uma relação crescente entre o impacto dos Ciclos e o tempo de exposição. Assim, discentes matriculados em escolas com mais anos de exposição ao sistema de progressão continuada tendem a apresentar maiores taxas de conclusão na fase final do ensino fundamental, bem como os alunos possuem maiores perspectivas de permanecerem estudando. Enquanto que as escolas expostas em 2013 ao programa por 4 anos conseguem aumentar em 10,34 p.p. a taxa de discentes dispostos a continuar estudando ao término do EF, as unidades escolares expostas em um único período ao regime exibem um impacto de 2,65 p.p sobre esse indicador.

4.2 Análise para função condicional quantílica

Esta subseção discute o impacto do tempo de exposição ao regime de Ciclos ao longo da distribuição condicional dos indicadores avaliados. A abordagem aqui utilizada segue a estratégia utilizada em [Carvalho & Firpo \(2014\)](#). Adicionalmente aos resultados de proficiência em português e matemática analisados por estes autores, este trabalho leva em consideração indicadores de fluxo escolar e custo de oportunidade, discutidas na seção 2.1 A Tabela 5 exibe os resultados relativos aos efeitos da adoção do regime de Ciclos sobre os indicadores para as duas fases do EF.

Os coeficientes da Tabela 5 estão apresentados para três diferentes quantis (τ): o quantil 0,50, representando a tendência central (mediana) e os quantis 0,25 e 0,75 – locus de escolas com menor e maior performance condicional, respectivamente. Ainda, leva-se em consideração o tempo de exposição das escolas tratadas ao regime de Ciclos. As estimativas apresentadas nessa tabela são reponderadas pelo PSM¹⁶.

Em relação aos níveis de proficiência em matemática e em português no 5º ano, os coeficientes δ_1 e δ_2 por quantil apontam uma redução no desempenho das escolas situadas na tendência central ($\tau = 0,50$) e nos dois extremos da distribuição condicional ($\tau = 0,25$ e $\tau = 0,75$). Já para as escolas com 3 ou 4 anos de exposição tais coeficientes não são, em geral, estatisticamente diferentes de zero, a um nível de significância de 10%. Na média das proficiências para as escolas expostas aos Ciclos por 4 anos, verifica-se uma redução em 1,71 pontos na escala SAEB em relação àquelas regidas sob o regime Seriado presentes

¹⁶ Na Tabela A.1 no Apêndice é mostrado os resultados do modelo de probabilidade usados para o cálculo do peso de cada escola em termos das chances de adoção dos Ciclos.

Tabela 5 – Efeitos do regime de Ciclos com tempo de exposição sobre indicadores de resultado condicionados por quantil (com reponderação por PSM), Escolas Públicas Brasileiras, 2009-2013

	Matemática			Português			Média das proficiências			Conclusão		
	Q(.25)	Q(.50)	Q(.75)	Q(.25)	Q(.50)	Q(.75)	Q(.25)	Q(.50)	Q(.75)	Q(.25)	Q(.50)	Q(.75)
	Distorção idade-série			Trabalho infantil			Expectativas					
δ_1	-1,347 ^a	-2,231 ^c	-2,465 ^c	-2,032 ^b	-1,714 ^c	-2,021 ^b	-1,812 ^c	-1,795 ^c	-1,837 ^b	-0,987 ^b	-0,000	0,116
	(0,690)	(0,582)	(0,788)	(0,840)	(0,544)	(0,892)	(0,645)	(0,661)	(0,831)	(0,458)	(0,006)	(0,454)
	-3,569 ^c	-4,085 ^c	-3,022 ^a	-1,931 ^a	-2,541 ^b	-2,934 ^b	-2,409	-3,516 ^c	-3,278 ^c	-1,370	-0,000	-2,675 ^c
	(1,059)	(1,207)	(1,599)	(1,127)	(0,992)	(1,170)	(1,509)	(0,979)	(1,174)	(1,064)	(0,013)	(0,828)
δ_2	1,322	-0,573	-1,581	0,093	-0,586	-1,815 ^a	0,948	-0,554	-1,764	-1,239	-0,000	0,686
	(1,226)	(1,371)	(1,075)	(1,443)	(0,932)	(1,030)	(1,015)	(0,985)	(1,100)	(0,917)	(0,010)	(1,097)
	-2,733 ^b	-1,946 ^a	-1,596	-0,405	-1,158	-2,028 ^b	-1,579	-1,710 ^a	-1,311	0,761	0,000	-0,611
	(1,141)	(1,092)	(1,148)	(0,875)	(0,766)	(0,800)	(0,979)	(0,948)	(1,130)	(0,699)	(0,042)	(0,776)
δ_3	0,016	0,441	0,733	-1,506 ^b	-1,042 ^b	-0,947 ^b						
	(0,524)	(0,434)	(0,603)	(0,623)	(0,429)	(0,406)						
	2,126 ^c	0,685	-1,671	-0,693	-0,282	-0,640						
	(0,710)	(0,620)	(1,460)	(1,047)	(0,658)	(0,596)						
δ_4	-2,712 ^c	-1,106 ^c	-1,496	0,803	0,403	0,612						
	(1,048)	(0,352)	(1,410)	(0,667)	(0,733)	(0,857)						
	-2,118 ^b	-1,673 ^c	-4,323 ^c	1,599 ^c	0,571	0,707						
	(0,966)	(0,393)	(0,787)	(0,560)	(0,513)	(0,573)						
δ_1	-0,909	-1,721 ^a	-1,658	0,077	-2,105 ^b	-2,075 ^b	-0,842	-2,084 ^b	-1,574 ^a	-1,328 ^b	-1,037 ^c	-1,323 ^b
	(0,805)	(0,881)	(1,163)	(0,866)	(0,993)	(0,925)	(0,748)	(0,853)	(0,916)	(0,556)	(0,348)	(0,573)
	-1,108	-1,018	-1,273	-1,246	-1,433	-4,390 ^c	-1,143	-2,197 ^a	-2,605	-0,844	0,427	-0,122
	(2,245)	(1,630)	(1,928)	(1,458)	(0,978)	(1,134)	(1,258)	(1,244)	(1,722)	(1,086)	(1,223)	(0,971)
δ_2	0,572	0,719	0,296	1,351	0,829	2,108	0,317	0,341	1,120	1,886	2,473 ^c	4,011 ^c
	(1,098)	(1,005)	(1,062)	(1,205)	(1,704)	(1,722)	(1,955)	(1,801)	(1,326)	(1,155)	(0,866)	(1,028)
	1,100	0,435	-1,051	2,392 ^c	0,760	-0,408	1,666 ^a	0,149	-0,395	3,786 ^c	4,422 ^c	4,026 ^c
	(0,850)	(0,627)	(0,657)	(0,859)	(0,826)	(0,889)	(0,945)	(0,652)	(0,710)	(0,442)	(0,439)	(0,952)
δ_3	0,626	-0,267	1,109	-1,081 ^b	-2,007 ^c	-1,016 ^a	4,269	0,377	-0,090			
	(0,735)	(0,593)	(0,734)	(0,489)	(0,721)	(0,602)	(3,158)	(0,741)	(1,420)			
	1,114	1,567 ^a	1,174	0,328	2,243 ^b	0,731	7,092	1,978	-0,934			
	(1,462)	(0,941)	(1,243)	(1,437)	(0,920)	(0,963)	(6,795)	(1,245)	(0,879)			
δ_4	0,234	0,357	0,726	0,108	-0,356	0,565	15,287 ^c	4,754 ^c	3,324 ^c			
	(1,278)	(1,074)	(1,242)	(1,761)	(0,756)	(1,416)	(2,438)	(1,821)	(0,803)			
	0,804	0,348	0,454	0,144	-0,100	-0,795 ^b	17,638 ^c	2,817 ^c	-0,105			
	(0,792)	(0,634)	(0,679)	(0,807)	(0,560)	(0,384)	(2,114)	(0,654)	(0,773)			

^a p-valor<0,10; ^b p-valor<0,05; ^c p-valor<0,01.

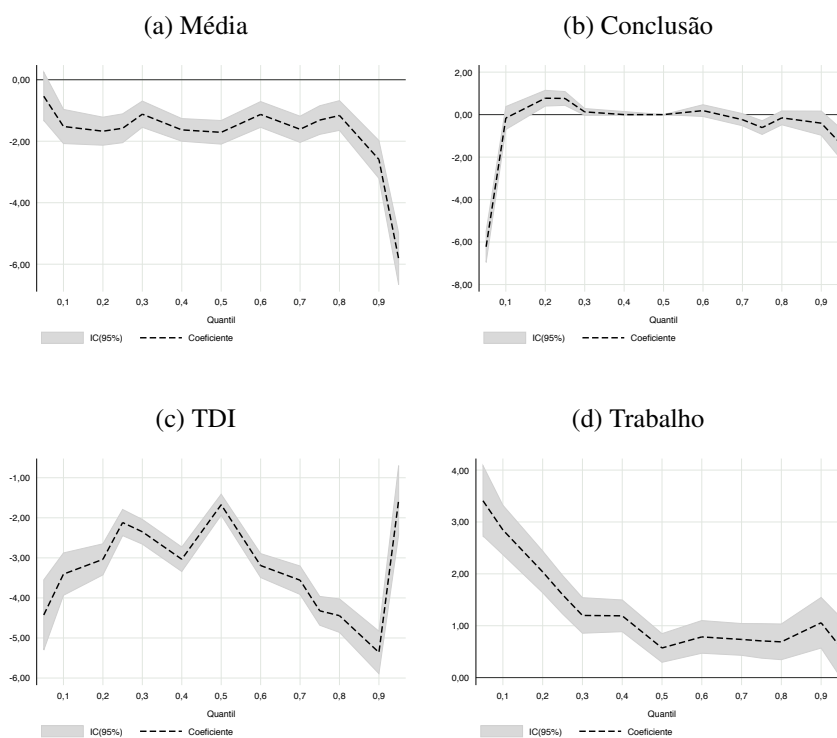
Nota: Em todas as regressões leva-se em conta o efeito fixo da escola e controles adicionais (características estruturais da escola, aspectos organizacionais característicos qualitativos da oferta do serviço e proporção de turmas participantes no programa Mais Educação). Erros-padrão robusto entre parênteses.

na mesma faixa da distribuição condicional, enquanto que as escolas situadas no quantil 0,25 e 0,75 não apresentam diferenças estatísticas quanto ao regime adotado.

Quando analisadas a taxas de aprovação escolar para o último ano da primeira fase do EF, verifica-se que não há diferenças ao longo dos quantis em relação à média, independentemente do tempo de exposição ao regime de Ciclos. Quanto à redução do trabalho infantil, observa-se impacto em todos o quantis da distribuição, mas apenas para escolas que foram expostas ao regime de ciclos por um ano. Em relação a segunda fase do EF, observa-se que para escolas situadas no quantil $\tau = 0,25$, o aumento nas expectativas educacionais foi de em cerca de 17,6 p.p., quando analisadas as escolas para as escolas expostas ao regime de Ciclos por 4 anos. Esse é um resultado expressivo, pois as escolas sob o regime de Ciclos influenciam positivamente as expectativas dos seus estudantes, como se houvesse uma redução do custo de oportunidade do aluno permanecer na escola, principalmente naquelas unidades escolares que estão posicionadas na parte da distribuição com menores níveis de expectativas educacionais.

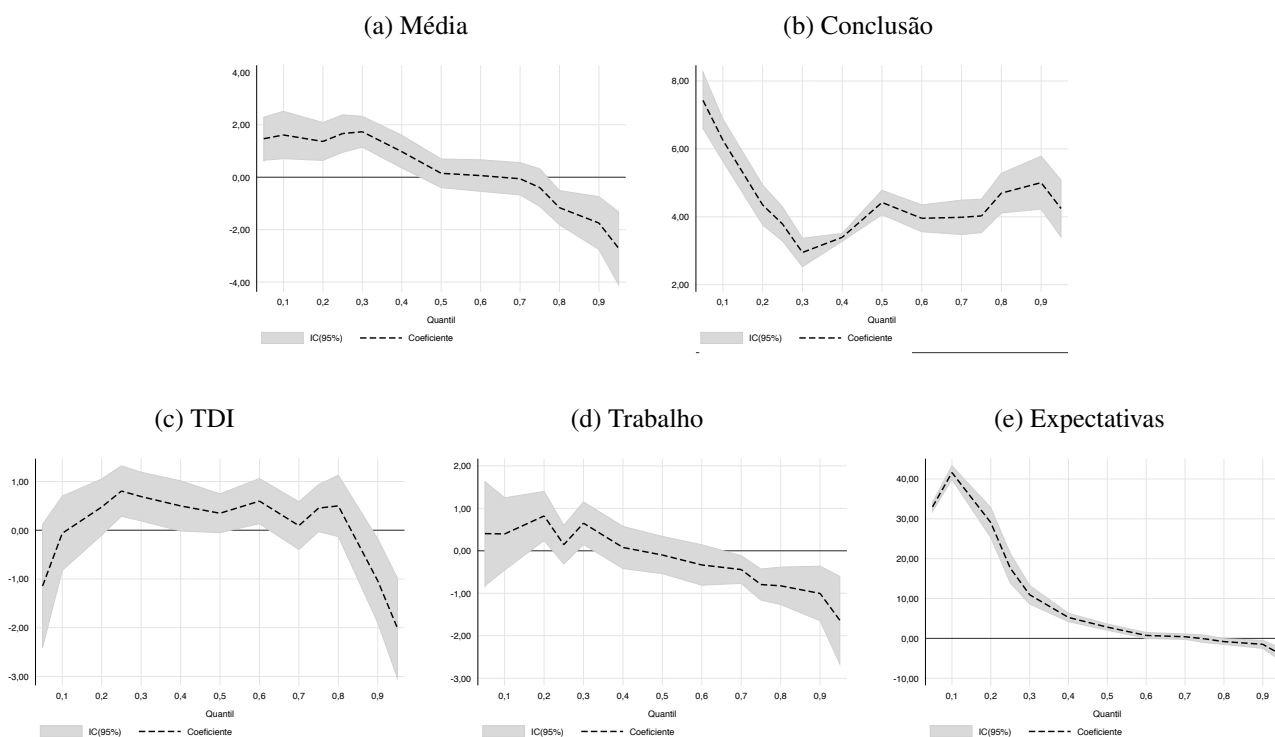
As Figuras 2 e 3 resumizam, para as escolas com exposição ao regime de Ciclos por quatro anos, os resultados para as séries finais das duas etapas do ensino fundamental no Brasil ao longo da distribuição. O intervalo de confiança (IC) das estimativas considerado foi de 95%, no qual as estimativas por quantil estão reportadas para $\tau \in [0,05; 0,95]$ com incrementos de 0,05.

Figura 2 – Efeitos de 4 anos de exposição ao regime de Ciclos para o modelo de diferenças em diferenças ponderado pelo PSM, Escolas Municipais e Estaduais, **5º ano** do ensino fundamental, 2009-2013



Fonte: Elaboração própria.

Figura 3 – Efeitos de 4 anos de exposição ao regime de Ciclos para o modelo de diferenças em diferenças reponderado pelo PSM, Escolas Municipais e Estaduais, 9º ano do ensino fundamental, 2009-2013



Fonte: Elaboração própria.

Os resultados apresentados na Figura 2, de uma maneira geral, indicam que os efeitos do regime Ciclos não apresentam muita heterogeneidade – com exceção para os quantis 0.05 e 0.95, visto que esses quantis mais extremos, como destaca [Koenker \(2005\)](#), tendem a ser bastante sensíveis – ao longo da distribuição condicional dos indicadores avaliados para o 5º ano. Ressalta-se que para essa fase de ensino, a *TDI* ao longo da distribuição condicional por quantil tende a ser negativa.

Dos indicadores considerados na 3, destaca-se, sobretudo, os efeitos heterogêneos dos Ciclos sobre a expectativa educacional, isto é, o impacto condicional para a média não representa os efeitos observados ao longo da distribuição condicional, especialmente para as unidades escolares com os menores níveis de expectativas em continuar os estudos no ensino médio.

Contrariamente ao que se observou para a média das proficiências no 5º ano, a análise quantílica indica que o efeito negativo para o 9º ano se concentra para as escolas com maiores níveis de proficiências, onde a estimativa é de um efeito em torno $-2,0$ pontos na proficiência média dos alunos dessas escolas em relação a aqueles matriculados em escolas que se mantiveram no regime Seriado. Aqui, a interpretação seria de que o resultado negativo na proficiência dos alunos não foi guiado pelos alunos mais desfavoráveis que se mantiveram estudando no regime de Ciclos (efeito de composição), mas pelos alunos mais fluentes, o que poderia ser um indicativo de piora de qualidade do ensino, caso a magnitude fosse mais expressiva.

5 Conclusões

Os resultados encontrados neste artigo evidenciam a importância de se levar em conta o tempo de exposição das escolas ao regime de Ciclos para melhor computar os seus impactos nos indicadores educacionais e sociais.

As escolas especialmente com 3 anos ou mais de exposição à progressão continuada apresentam menores taxas de distorção idade-série na série final da primeira fase do EF – -1,7 p.p. para 3 anos de exposição e -3,2 p.p para 4 anos de exposição no caso dos resultados para função condicional média –, assim como observa-se para o 9º ano do EF um elevado aumento nas taxas de conclusão escolar e expectativas dos discentes permanecerem estudando. O efeito sobre a redução dos custos de oportunidade dos jovens, capturados particularmente pelas suas perspectivas educacionais após o EF, ocorre com maior intensidade no extremo negativo da distribuição condicional desse indicador.

Tais aspectos indicam que o regime de Ciclos tende a ter efeito positivo em termos do aumento de escolaridade, em especial dos indivíduos mais pobres, os quais possuem maior propensão de não concluírem o ensino fundamental. Dessa forma, as evidências encontradas neste artigo reiteram os achados de [Menezes-Filho et al. \(2008\)](#) no tocante ao papel dos Ciclos sobre a redução da desigualdade de renda futura dos jovens com menor nível socioeconômico.

Quanto à qualidade da educação, pontua-se que a adoção dos Ciclos teve um efeito negativo na proficiência em matemática e português, especialmente para o 5º ano do EF. Não obstante, as magnitudes das estimativas não implicam alterações expressivas na posição das escolas sob Ciclos e Séries na escala de proficiência do SAEB¹⁷. Portanto, há evidências de uma pequena redução na proficiência dos alunos matriculados em escolas com Ciclos, mas não o suficiente para argumentar que tal efeito piora a qualidade do ensino. Assim, pode-se destacar que os ganhos de quantidade de educação não vieram acompanhados por uma variação da qualidade da mesma. Assim, caso se considere as evidências de [Hanushek & Woessmann \(2008\)](#), em que a qualidade da educação – e não meramente a quantidade de educação – é um fator essencial para o crescimento econômico dos países, o regime de ciclos por si só não é capaz de provocar as mudanças necessárias para o sistema de ensino público do país.

Referências

- ABADIE, A. Semiparametric difference-in-difference estimators. *Review of Economic Studies*, v. 72, p. 1–19, 2005. Disponível em: <http://www.hks.harvard.edu/fs/aabadie/didp.pdf>.
- ALEXANDER, K. L.; ENTWISLE, D. R.; KABBANI, N. Grade retention, social promotion, and “third way” alternatives. In: *National Invitational Conference on Early Childhood Learning: Programs for a New Age*. Alexandria: ERIC, 1999. p. 1–37.
- ATHEY, S.; IMBENS, G. W.; ECOMETRICA, S.; MAR, N. Identification and Inference in Nonlinear Difference-in-Differences Models. *Econometrica*, v. 74, n. 2, p. 431–497, 2006. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/3598807>.
- BARROS, R. P.; MENDONCA, R. S. P. Os determinantes da desigualdade no Brasil. 1995.
- BERTRAND, M.; DUFLO, E.; MULLAINATHAN, S. How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, v. 119, n. 1, p. 249–275, 2004.
- CARVALHO, J. C. *Uma maior ameaça de reprovação faz os alunos estudarem mais? Uma análise do impacto da volta ao regime Seriado nas escolas públicas de Ensino Fundamental: efeitos agregados e dinâmicos*. 75 p. Tese (Mestrado) — USP-RP, 2014.
- CARVALHO, S.; FIRPO, S. O regime de Ciclos de aprendizagem e a Heterogeneidade de seus efeitos sobre a proficiência dos alunos. *Economia A*, v. 18, n. 2, p. 199–214, 2014.

¹⁷ Considerando as estimativas de [Curi & Menezes-Filho \(2014\)](#) sobre os efeitos da qualidade educacional no rendimento futuro dos jovens, percebe-se que as reduções de 1,5 pontos na escala SAEB em português teria um efeito aproximado de apenas R\$ -3,00 no rendimento mensal dos indivíduos matriculados em escolas sob Ciclos em relação aos matriculados em escolas sob Séries.

- CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. The relationship between school performance and future wages in Brazil. *Economia*, National Association of Postgraduate Centers in Economics, ANPEC, v. 15, n. 3, p. 261–274, 2014. ISSN 15177580. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1517758014000265>>.
- EIDE, E. R.; SHOWALTER, M. H. The effect of grade retention on educational and labor market outcomes. *Economics of Education Review*, v. 20, n. 6, p. 563–576, dez. 2001. ISSN 02727757. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0272775700000418>>.
- FERRAO, M. E.; BELTRAO, K. I.; SANTOS, D. P. Política de não-repetência e a qualidade da educação: evidências obtidas na modelagem dos dados da 4ª série do SAEB-99. *Estudos em Avaliação Educacional*, n. 26, p. 47–73, 2002.
- FERREIRA, S. G. a.; VELOSO, F. A. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 33, n. 3, p. 481–513, 2003.
- HANUSHEK, E. a.; WOESSMANN, L. The Role of Cognitive Skills in Economic Development. *Journal of Economic Literature*, v. 46, n. 3, p. 607–668, ago. 2008. ISSN 0022-0515. Disponível em: <<http://pubs.aeaweb.org/doi/abs/10.1257/jel.46.3.607>>.
- HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. E. Matching Evidence Job As An Econometric Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme. *Review of Economic Studies*, v. 64, n. 4, p. 605–654, 1997. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2971733>>.
- Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira. *Descrição dos níveis da escala de desempenho de língua portuguesa - SAEB*. Brasília-DF: INEP, 2011. 5 p.
- _____. *Descrição dos níveis da escala de desempenho de matemática - SAEB*. Brasília-DF: INEP, 2011. 8 p.
- JACOB, B. A.; LEFGREN, L. The Effect of Grade Retention on High School Completion. 2009.
- JAKUBOWSKI, M. Latent variables and propensity score matching: a simulation study with application to data from the Programme for International Student Assessment in Poland. *Empirical Economics*, v. 48, p. 1287–1325, 2014. ISSN 03777332.
- JIMERSON, S.; CARLSON, E.; ROTERT, M.; EGELAND, B.; SROUFE, L. A prospective, longitudinal study of the correlates and consequences of early grade retention. *Journal of School Psychology*, v. 35, n. 1, p. 3–25, 1997. ISSN 00224405.
- KOENKER, R. *Quantile Regression*. New York: Cambridge University Press, 2005. 349 p. ISBN 9780251608275.
- MEISELS, S. J.; LIAW, F.-R. Failure in Grade: Do Retained Students Catch Up? *The Journal of Educational Research*, v. 87, n. 2, p. 69–77, 1993.
- MENEZES-FILHO, N. A.; VASCONCELLOS, L.; BIONDI, R. L.; WERLANG, S. R. C. *Avaliando o impacto da progressão continuada no Brasil*. São Paulo: Fundação Itaú Social, 2008. 30 p.
- MEYER, B.; VISCUSI, W.; DURBIN, D. Workers' Compensation and Injury Duration: Evidence from a Natural Experiment. *The American Economic Review*, v. 85, n. 3, p. 322–340, 1995.
- NEVES, R. C.; PAZELLO, E. T. O efeito de políticas de não-repetência sobre o desempenho dos estudantes do Ensino Fundamental. In: *40 Encontro Nacional de Economia*. Porto de Galinhas: Anpec, 2012. p. 1–18.
- Organisation for Economic Co-operation and Development. *PISA 2012 Results in Focus*. Washington, D.C.: OECD, 2014. 1–44 p.

POTERBA, J. M.; VENTI, S. F.; WISE, D. a. Do 401(k) contributions crowd out other personal saving? *Journal of Public Economics*, v. 58, n. 1, p. 1–32, 1995. ISSN 00472727.

PSACHAROPOULOS, G.; PATRINOS, H. A. Human capital and rates of return. In: JOHNES, G.; JOHNES, J. (Ed.). *International Handbook on the Economics of Education*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing Ltd, 2004. p. 1–57.

REIS, J. G. A.; BARROS, R. P. Desigualdade salarial e distribuição de educação: a evolução das diferenças regionais no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 20, n. 3, p. 415–478, 1990.

ROCHA, R.; SOARES, R. R. Evaluating the impact of community-based health interventions: evidence from Brazil's Family Health Program. *Health Economics*, v. 19, p. 126–158, set. 2010. ISSN 1099-1050. Disponível em: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/20803631>>.

ROSENBAUM, P. R. *Design of Observational Studies*. New York: Springer, 2010. 1–382 p. ISBN 9781441912121.

Apêndice

Tabela A.1 – Determinantes da probabilidade de adoção do regime de Ciclos no período pré-tratamento por fase de ensino, Escolas Municipais e Estaduais. Variável dependente: Adoção do Regime de Ciclos

Covariadas	5º ano EF		9º ano EF	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Qualidade do ensino				
Carga-horária média de aula diária das turmas (min)	0,0037 ^c	0,0038 ^c	-0,0048 ^c	-0,0082 ^c
Docentes com curso superior (%)	-0,0032 ^c	-0,0073 ^c	-0,0068 ^c	-0,0122 ^c
Início das aulas no 1º trim. do ano	0,0342	0,1153	0,4890 ^c	0,8029 ^c
Duração do ano letivo em dias corridos	-0,0018 ^c	-0,0018 ^c	-0,0031 ^c	-0,0040 ^c
Oferta de níveis de ensino				
Oferta Educação Infantil	0,1095 ^c	0,0932 ^a	-0,0566	-0,1225
Oferta Ensino Fundamental I		0,3568 ^c	0,2320 ^c	
Oferta Ensino Fundamental II	0,1534 ^c	-1,2402 ^b		
Escola oferta EM, EP e EJA	0,1455 ^c	0,2787 ^c	0,1441 ^b	0,2139 ^c
Infraestrutura e outras características				
IIE	-0,0546	-0,1234	-0,1558	0,0618
Escola com acessibilidade	-0,0545	-0,0258	-0,0693	-0,0471
Merenda escolar	-0,4413 ^c	-0,4285 ^a	-0,2417	-0,6598 ^b
Atendimento Educacional Especializado	0,2732 ^c	0,2540 ^c	-0,1621	-0,2210 ^a
Tamanho da escola e dependência administrativa				
Total de matrículas (mil)	-0,1132 ^a	-0,0236	0,2630 ^c	0,3050 ^c
Média de alunos por turma	0,0097 ^c	-0,0076	-0,0196 ^c	-0,0407 ^c
Rede municipal	-0,3457 ^c	-0,5048 ^c	-0,4501 ^c	-0,5843 ^c
Fatores locacionais				
Zona urbana	-0,0323	0,0029	0,0492	0,0889
Norte	-1,5553 ^c	-1,4800 ^c	-2,1439 ^c	-2,3250 ^c
Nordeste	-1,2753 ^c	-1,1645 ^c	-2,0503 ^c	-2,0417 ^c
Sul	-2,5086 ^c	-2,5250 ^c	-3,7571 ^c	-4,3005 ^c
Centro-Oeste	-1,5912 ^c	-1,4550 ^c	-2,9378 ^c	-3,2724 ^c
Covariadas adicionais (PB)				
Diretor assumiu o cargo por indicação		0,0238		-0,2518 ^c
Média do NSE dos alunos na escola		3,0177 ^c		1,0721
Constante	-0,5742 ^c	-0,0425	2,4078 ^c	4,1866 ^c
N	59.178	17.032	28.547	14.070
Count-R2	97,08%	96,12%	96,89%	97,01%

^a p-valor<0,10; ^b p-valor<0,05; ^c p-valor<0,01.

Tabela A.2 – Teste de diferença de média entre os grupos de controle e tratamento em termos de características observáveis no período pré-tratamento por fase de ensino, Escolas Municipais e Estaduais

Variáveis	Tipo	5º ano EF			9º ano EF		
		Tratado	Controle	p>t	Tratado	Controle	p>t
Carga-horária média	U	251,32	244,32	0,00	251,40	247,85	0,00
	M	251,32	250,72	0,49	251,40	250,09	0,10
Docentes com curso superior (%)	U	58,34	61,32	0,00	74,28	75,30	0,14
	M	58,34	57,99	0,70	74,28	75,63	0,15
Início das aulas no 1º trim. do ano	U	0,99	0,99	0,43	0,99	0,99	1,00
	M	0,99	0,99	0,87	0,99	0,99	0,78
Duração do ano letivo em dias corridos	U	306,44	307,65	0,09	307,04	308,76	0,03
	M	306,44	306,35	0,93	307,04	305,40	0,27
Oferta Educação Infantil	U	0,46	0,47	0,49	0,21	0,26	0,00
	M	0,46	0,47	0,34	0,21	0,24	0,06
Oferta Ensino Fundamental I	U	1,00	1,00	0,01			
	M	1,00	1,00	0,97			
Oferta Ensino Fundamental II	U				0,63	0,63	0,82
	M				0,63	0,70	0,00
Escola oferta EM, EP e EJA	U	0,65	0,62	0,00	0,82	0,77	0,00
	M	0,65	0,64	0,35	0,82	0,83	0,26
IIE	U	0,68	0,68	0,54	0,79	0,78	0,02
	M	0,68	0,68	0,88	0,79	0,80	0,22
Escola com acessibilidade	U	0,17	0,19	0,15	0,21	0,24	0,02
	M	0,17	0,18	0,87	0,21	0,22	0,65
Merenda escolar	U	0,99	0,99	0,07	0,99	0,99	0,01
	M	0,99	0,99	0,86	0,99	0,99	0,59
Atendimento Educacional Especializado	U	0,10	0,09	0,13	0,06	0,11	0,00
	M	0,10	0,10	0,95	0,06	0,08	0,03
Total de matrículas (mil)	U	0,53	0,52	0,05	0,79	0,71	0,00
	M	0,53	0,53	0,60	0,79	0,79	0,85
Média de alunos por turma	U	24,42	24,28	0,21	27,66	27,46	0,24
	M	24,42	24,40	0,87	27,66	26,95	0,00
Rede municipal	U	0,74	0,78	0,00	0,48	0,50	0,04
	M	0,74	0,76	0,09	0,48	0,53	0,00
Zona urbana	U	0,77	0,76	0,32	0,82	0,79	0,01
	M	0,77	0,77	0,82	0,82	0,82	0,63
Norte	U	0,11	0,15	0,00	0,08	0,12	0,00
	M	0,11	0,11	0,85	0,08	0,08	0,92
Nordeste	U	0,41	0,44	0,01	0,33	0,40	0,00
	M	0,41	0,41	0,79	0,33	0,30	0,03
Sul	U	0,06	0,21	0,00	0,03	0,26	0,00
	M	0,06	0,08	0,10	0,03	0,06	0,00
Centro-Oeste	U	0,09	0,11	0,01	0,03	0,11	0,00
	M	0,09	0,08	0,43	0,03	0,04	0,10

Legenda: U = não-pareado; M = pareado; p>t é o p-valor para o teste de hipótese de diferenças de média igual a zero.