

Idade de Ingresso Escolar, Repetência e Evasão Escolar no Brasil: Uma Abordagem para Estimação de Efeitos Causais

Alison Pablo de Oliveira¹

Naercio Menezes Filho²

RESUMO: O artigo tem como objetivo analisar a relação entre idade de ingresso no sistema escolar e a progressão dos estudantes ao longo das séries do ensino fundamental. Para tanto foi empregada a abordagem de regressão descontínua utilizando-se dados do Censo Escolar para a rede municipal de ensino da cidade de Belo Horizonte durante o período de 2007 a 2017. Os resultados da estimação de diversas regressões descontínuas indicam uma diminuição da repetência escolar para os estudantes que ingressam posteriormente no ensino fundamental. No entanto, isso não se reflete em maior escolaridade na vida adulta, uma vez que os estudantes que terminam o ciclo fundamental mais rapidamente também acabam evadindo do sistema de ensino nesse momento, enquanto os demais continuam estudando para terminar o ciclo fundamental.

ABSTRACT: This article aims to analyze the relationship between school starting age and the progression of students throughout the primary school grades. For this purpose, the discontinuous regression approach was implemented using data from the School Census for the municipal education of the city of Belo Horizonte from 2007 to 2017. The results of the estimation of several discontinuous regressions indicate a decrease in school repetition for students who start later in elementary school. However, this does not reflect in higher schooling in adulthood since students who complete the fundamental cycle more quickly also end up evading the education system at the time, while others continue to study to complete the fundamental cycle.

PALAVRAS CHAVE: regressão descontínua; educação, repetência escolar

KEY WORDS: regression discontinuity; education; school repetition

ÁREA ANPEC: Economia Social e Demografia.

CLASSIFICAÇÃO JEL: J18; I22

¹ Doutorando em economia no Insper.

² Professor titular da Cátedra IFB no Insper, coordenador do Centro de Políticas Públicas do Insper e professor associado na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA/USP).

Idade de Ingresso Escolar, Repetência e Evasão Escolar no Brasil: Uma Abordagem para Estimação de Efeitos Causais

1. Introdução

A maioria dos países estabelecem uma idade recomendada para que os pais matriculem seus filhos no ensino primário. Enquanto alguns países possuem regras mais rígidas para ingresso no sistema, outros permitem que as famílias antecipem ou retardem a entrada dos filhos na escola. Frente aos impactos significativos da duração e da trajetória escolar sobre os resultados futuros dos indivíduos, a discussão a respeito da idade ideal para se ingressar no sistema de ensino formal tem ganhado cada vez mais espaço na literatura e também na sociedade como um todo.

Particularmente no caso brasileiro, atualmente encontra-se suspenso, no Supremo Tribunal Federal (STF), o julgamento de duas ações a respeito da constitucionalidade do estabelecimento de idade mínima para matrícula das crianças no sistema de ensino. Tal votação foi desencadeada por duas resoluções do Conselho Nacional de Educação (CNE) de 2010, as quais estabeleceram que para ingressar no sistema de ensino a criança deve completar as idades de 4 ou 6 anos até 31 de março do ano vigente, para pré-escola ou ensino fundamental, respectivamente.

Apesar dos aspectos jurídicos e legais envolvidos nessa discussão, trata-se de um tema bastante relevante do ponto de vista das implicações educacionais e socioeconômicas sobre a vida dos indivíduos. A data de ingresso no sistema de ensino determina o momento em que a criança terá acesso aos potenciais benefícios dos estímulos educacionais fornecidos pelas escolas, o que tem um impacto direto sobre a acumulação de capital humano e desempenho futuro dos indivíduos.

Aqueles que defendem o início precoce das crianças na vida escolar argumentam que crianças pequenas são capazes de aprender as habilidades formais do currículo e, portanto, o início antecipado seria comparativamente uma vantagem. Outro ponto que merece atenção são os potenciais efeitos sobre o desenvolvimento socioeconômico. Em tese, os efeitos benéficos seriam potencialmente maiores em regiões mais pobres e com maiores níveis de desigualdade. É justamente nessas regiões que grande parte das crianças se encontram em um ambiente familiar pouco estruturado e com maiores restrições de recursos. Nesse contexto, o ingresso na escola pública poderia significar o acesso a um ambiente mais estruturado e até mesmo a recursos materiais como, por exemplo, a merenda escolar.

Por outro lado, também existem preocupações sobre a adequação do ambiente escolar para crianças pequenas. Precisa-se ter em mente a importância de outras experiências vividas pelas crianças que iniciam a vida escolar mais tarde. Além disso, uma vez que o ingresso precoce no sistema de ensino envolve maior dispêndio de recursos, é necessário se investigar até que ponto a alfabetização e o ensino precoce de matemática resultam em vantagens efetivas para os indivíduos na vida adulta.

Embora existam diversos estudos sobre o tema que utilizam dados de países desenvolvidos, poucos trabalhos estudam países pobres ou em desenvolvimento. O presente artigo contribui nesse sentido ao utilizar dados de uma grande cidade brasileira, apresentar uma metodologia que permite a mensuração de efeitos causais e que poderá ser replicada para várias outras cidades do maior país da América Latina. A análise foi realizada para o coorte de crianças nascidas em 2001 e que ingressaram no ensino fundamental no sistema municipal de ensino da cidade de Belo Horizonte (BH), no estado de Minas Gerais (MG). Os dados utilizados, do Censo Escolar do Ensino Básico, permitem acompanhar cada criança matriculada longitudinalmente entre 2007 e 2017, tendo informações da data exata de nascimento e do ano de ingresso no ensino fundamental.

Outra contribuição relevante do artigo é mostrar que, embora a data limite para ingresso no ensino fundamental varie bastante entre os estados, municípios, sistemas de ensino e até mesmo ano-a-ano no Brasil, é possível inferir tal data a partir dos dados. Para isso foi empregada a metodologia de identificação de quebra estrutural proposta por Card et al. (2008) e também empregada por Ozier (2018).

Além disso, uma terceira e talvez mais relevante contribuição do artigo é ajudar a entender os mecanismos que estão por trás dos efeitos da data de ingresso no ensino fundamental sobre a progressão dos estudantes brasileiros nas primeiras séries do ensino fundamental e também da provável ausência de efeito sobre o nível de escolarização dos indivíduos ao final do ciclo escolar. As estimativas realizadas mostram um efeito causal por volta de 0,3 ano de estudo completo a mais para os estudantes que ingressaram um ano mais tarde no ensino fundamental, quando medido no oitavo ano após a entrada. No entanto, esse efeito desaparece quando medido nove anos após o ingresso.

Aparentemente, esse fenômeno pode ser explicado pelo fato dos estudantes que ingressam mais tarde no sistema, na média, concluírem mais rapidamente o ensino fundamental e evadirem logo antes de ingressar no ensino médio. Embora não haja diferença estatisticamente significativa na taxa de frequência entre os estudantes até o oitavo ano após a entrada, surge uma grande diferença de 11,9 pontos percentuais, no nono ano após a entrada (início do ensino médio para os estudantes que estão na idade correta para a série).

Após essa introdução, o artigo está estruturado da seguinte forma: a seção 2 apresenta uma breve revisão da literatura com intuito de mostrar os principais resultados encontrados na literatura relacionados ao tema. A seção número 3 apresenta os aspectos ligados a estimação como dados utilizados, regras de vigentes para ingresso no ensino fundamental, a metodologia utilizada e alguns testes que corroboram a validade do método empregado. A seguir, a seção 5 apresenta os resultados encontrados para a rede municipal de ensino da cidade de BH e também investiga brevemente possibilidade de existência de alguns efeitos heterogêneos por sexo e cor. Por fim, a seção 6 fecha o artigo apresentando as principais conclusões.

2. Revisão da Literatura

Do ponto de vista teórico, Cunha e Heckman (2007) desenvolveram um modelo de formação de habilidades baseado em observações empíricas capaz de explicar diversos resultados encontrados na literatura de desenvolvimento infantil. No modelo, as habilidades do indivíduo adulto são resultantes da combinação de habilidades inatas e investimentos em educação realizados em diferentes fases da infância. Duas propriedades chave no modelo são: a autoprodução de habilidade e complementariedade dinâmica das habilidades. A primeira diz respeito ao fato da acumulação de habilidades no início da vida aumentar o acúmulo de habilidades em períodos posteriores. Já a segunda propriedade do modelo é que investimentos em educação na infância e na vida adulta são complementares, ou seja, para realizar investimentos na vida adulta o indivíduo precisa de um certo nível de investimentos iniciais durante a infância.

De acordo com a ótica desse modelo, os efeitos sobre as taxas de aprendizado decorrentes da diferença de idade ao se ingressar no sistema de ensino poderiam resultar em níveis diferentes de habilidades para as crianças. Além disso, dependendo do nível de complementariedade entre investimentos iniciais e posteriores, poderia ser difícil reduzir a lacuna de habilidades em idades mais avançadas. Desse ponto de vista, ao final do ciclo escolar, se a idade de ingresso no ensino fundamental realmente afeta as taxas de aprendizado das crianças e a se a escolaridade (medida em anos completos de estudo) reflete de alguma maneira as habilidades dos indivíduos, deveriam ser observadas diferenças nos níveis de escolaridade entre indivíduos que ingressam no sistema de ensino com diferentes idades.

Olhando-se para os trabalhos empíricos, vários estudos investigaram os efeitos da idade de ingresso escolar sobre resultados ou habilidades educacionais. No entanto, os resultados não apontam para uma única direção. No caso dos Estados Unidos, diversos trabalhos³, desde de Angrist and Krueger (1991), argumentam que indivíduos que nascem no inverno (após a data limite para ingresso em determinado ano nos Estados Unidos) acabam completando menos anos de estudo, recebendo menores salários e possuem menos habilidades intelectuais.

Por outro lado, a partir de Bedard e Dhuey (2006), um dos primeiros trabalhadores quase-experimentais a estudar o tema, vários artigos⁴ indicam que os alunos relativamente mais velhos apresentam um desempenho melhor em testes padronizados, no entanto, a diferença tende a diminuir ao longo do tempo. Dhuey et al. (2017) destacam que a repercussão desses estudos tem levado um grande número de pais norte-americanos a atrasar o envio de seus filhos ao jardim de infância acreditando que isso possa propiciar alguma vantagem comparativa a seus filhos (prática conhecida como *redshirting*). Segundo Bassok e Reardon (2013) entre 4,0% e 5,5% das crianças atrasam a entrada no jardim de infância nos Estados Unidos.

No entanto, Dee e Sievertsen (2018) argumentam que a literatura mais recente sugere que os efeitos estimados da idade de ingresso no ensino fundamental estão sobrestimados uma vez que os alunos com idades iniciais mais altas podem ter melhores desempenhos em testes padronizados simplesmente porque são mais velhos do que aqueles que começaram mais cedo. Black, Devereux e Salvanes (2011) conseguem estimar separadamente o efeito da idade de ingresso no sistema de ensino e também o efeito da idade no momento da realização dos testes sobre resultados em testes de QI feitos aos 18 anos de idade. Os autores mostram que a idade no momento do teste impacta positivamente e significativamente o QI medido, já a idade de ingresso na vida escolar tem efeitos negativos muito pequenos, mas estatisticamente significativos. Além disso, eles também encontraram que a idade de início da escola não tem efeito sobre o nível de escolaridade nem sobre os ganhos de longo prazo.

Um dos poucos estudos relacionados para países em desenvolvimento talvez seja McEwan e Shapiro (2008) que analisa dados chilenos e mostra que um atraso de um ano no ingresso escolar diminui a probabilidade de repetir a primeira série em dois pontos percentuais e melhora os resultados em testes de quarta e oitava séries em mais de 0,3 desvios padrão, com efeitos maiores para os meninos.

3. Estimação

3.1 Dados

Foram utilizados microdados do Censo Escolar do Ensino Básico mantido pelo Instituto Nacional de Pesquisas e Estudos Educacionais Anísio Teixeira (Inep). Tais dados são produzidos administrativamente pelas escolas e contêm informações individualizadas de todas as matrículas para o período de 2007 a 2017. Apesar das identidades dos estudantes serem preservadas, os microdados do Censo Escolar possuem uma variável de identificação que permite o acompanhamento longitudinal de cada estudante desde 2007.

O conjunto de dados utilizados também possui outras informações: data exata de nascimento de cada criança, sexo, cor (quando declarada), municípios de nascimento, de residência e de localização da escola,

³ Ver, por exemplo, Bound, Jaeger, e Baker (1995); Staiger e Stock (1997); Bound e Jaeger (2000); Plug (2001); Chamberlain e Imbens (2004); Honoré e Hu (2004); Cruz e Moreira (2005); Cascio e Lewis (2006); Chernozhukov e Hansen (2006); Chesher (2007); Dufour e Taamouti (2007); Hoogerheide, Kleibergen, e van Dijk (2007); Buckles e Hungerman, (2013).

⁴ Ver, por exemplo, Datar (2006), McEwan e Shapiro, (2008); Elder e Lubotsky (2009); Muhlenweg e Puhani, (2010); Fredrickson e Ockert (2014); Dhuey et al. (2017).

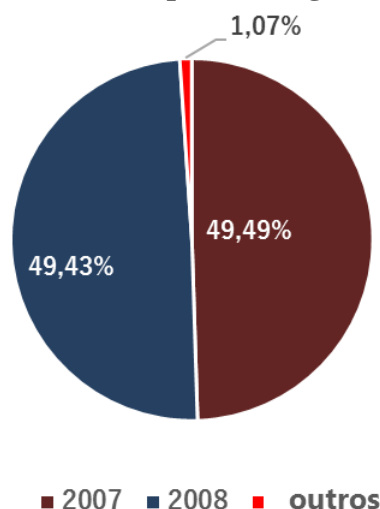
tipo de dependência administrativa da escola e as séries que os alunos estão matriculados em cada ano letivo.

Neste momento, para o presente artigo, com intuito de acompanhar os estudantes ao longo do maior período de tempo possível, optou-se pela análise do coorte das crianças nascidas no ano de 2001, as quais completaram 6 anos de idade ao longo do ano de 2007 e, de acordo com a legislação vigente, deveriam ingressar no ensino fundamental nos anos de 2007 e 2008, a depender do mês de nascimento. Além disso, dada a validade local das estimativas produzidas pela metodologia proposta (que será detalhada a seguir) também se optou por concentrar a análise em uma cidade e rede ensino específica. Como citado na introdução, o foco do estudo são os estudantes que ingressaram no ensino fundamental no sistema municipal de ensino da cidade de BH – MG.

3.2 Regras de Ingresso no ensino fundamental

Historicamente, o estado de Minas Gerais estabelece como data limite para ingresso no sistema de ensino em um dado ano o dia 30 junho. Dessa maneira, as crianças nascidas de 1 de janeiro a 30 junho de cada ano devem cursar o primeiro ano do ensino fundamental, desde a promulgação da Lei nº 11.274 de 2006, no ano em que completam 6 anos de idade. As demais crianças nascidas no mesmo ano, mas no período de 1 de julho a 31 de dezembro, devem aguardar até o início do próximo ano letivo. Como explicado anteriormente, esse tipo de regra faz com que crianças nascidas ao redor da data limite, embora tenham praticamente a mesma idade em dias, ingressem no ensino fundamental com praticamente um ano de diferença.

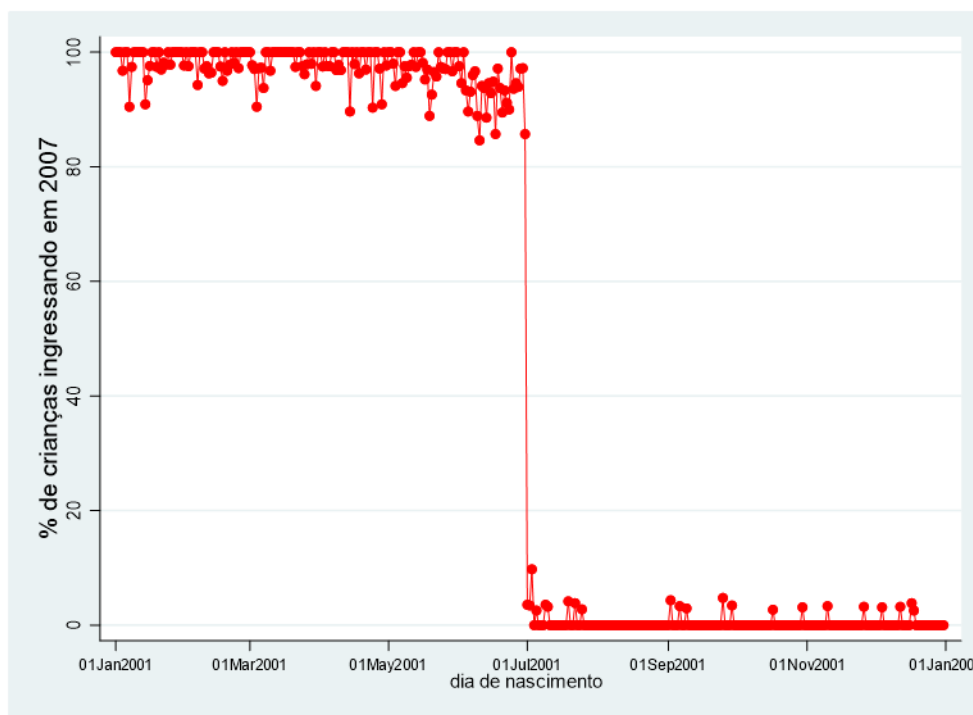
Gráfico 1 - Distribuição dos nascidos em 2001 por ano ingresso no ensino fundamental em BH



O Censo Escolar registra 36.718 crianças que cursaram o primeiro ano do ensino fundamental, pela primeira vez, na cidade de Belo Horizonte. Dentre essas crianças, como mostra o gráfico 1, a esmagadora maioria ingressou no ensino fundamental nos anos de 2007 ou 2008, como determinado pela regra vigente à época no estado de MG. Apenas 1,07% dessas crianças ingressaram no ensino fundamental em algum outro ano. Embora os dados não permitam se ter o número exato do total de crianças nascidas em 2001 que residiam na cidade de BH nos anos em que essa coorte ingressou no ensino fundamental (2007/2008), pode-se inferir que o número de alunos presentes no Censo Escolar é bem próximo do total. A título de comparação, dados do Sistema Nacional de Nascidos Vivos do Ministério da Saúde (SINASC/DATASUS) apontam que em 2001 nasceram 35.960 crianças em na cidade, às quais obviamente se somou o saldo do fluxo migratório do período de 2001 a 2007/2008. Senso assim, as análises realizadas a seguir irão considerar apenas as crianças nascidas em 2001 e que cursaram o primeiro ano do ensino fundamental pela primeira vez em 2007 ou em 2008.

O gráfico 2 mostra a distribuição do percentual de crianças que ingressaram no ensino fundamental na capital mineira em 2007 por dia de nascimento. Os dados deixam claro que há uma enorme descontinuidade justamente na data de 30 de julho. Enquanto a grande maioria das crianças nascidas até 30 de junho ingressou no ensino fundamental em 2007, pouquíssimas crianças nascidas no segundo semestre de 2001 foram matriculadas previamente no ensino fundamental. Consequentemente, as crianças nascidas na segunda metade do ano iniciaram sua vida escolar no ensino fundamental um ano mais tarde. Sendo assim, a metodologia proposta irá comparar as crianças nascidas em datas próximas à descontinuidade, as quais possuem praticamente a mesma idade, mas ingressam no ensino fundamental com um ano de diferença.

Gráfico 2 - Porcentagem de crianças ingressando no ensino fundamental em 2007 por dia de nascimento



Embora a descontinuidade observada no gráfico 2 seja bastante pronunciada, é sabido que existem grandes variações de datas limites para ingresso das crianças no sistema de ensino brasileiro. Enquanto alguns estados escolhem a data de 30 de junho, assim como MG, outros estados adotam as mais variadas datas. Na realidade, ao se olhar os dados de maneira mais detalhada, percebe-se que tais datas podem variar também entre municípios, dependências administrativas (federal, estadual, municipal e particular) e até mesmo entre anos.

Frente ao conjunto caótico de regras, como citado na introdução, em 2010, o CNE publicou duas resoluções que determinaram a adoção da data de 31 de março como data limite para todo o país. No entanto, muitos pais, estados e municípios recorreram à justiça para não seguir as referidas normas. O estado de MG, por exemplo, aprovou a Lei Estadual nº 20.817, em 2013, ratificando a data de 30 de junho como data limite para determinar o ingresso no sistema de ensino em todo o estado. Nesse sentido, qualquer tentativa de listar todas as datas adotadas nas diversas localidades do país, muito provavelmente, se mostrará infrutífera.

Para lidar com essa questão, o presente artigo se vale da metodologia de identificação de quebras estruturais propostas por Card et al. (2008) e também empregada por Ozier (2018). A técnica consiste basicamente em se estimar regressões da porcentagem de estudantes que ingressam antecipadamente no ensino fundamental

em variáveis indicadoras para as possíveis datas de corte e também em controles lineares para os períodos pré e pós data investigada. Feito isso, considera-se que a data limite correta é àquela que gera o modelo com maior grau de ajuste aos dados, medido pelo R^2 . Assim como Ozier (2018), no presente artigo também optou-se restringir a janela das regressões aos períodos de 180 dias antes e 180 dias depois da data de limite testada. Os resultados para BH estão na tabela 1 e a data de corte que maximiza o R^2 é justamente o dia 30 de junho.

Tabela 1- Teste de quebra estrutural

Data testada	R^2	R^2 ajustado
31 dezembro, 2000	0.7927	0.7918
31 janeiro, 2001	0.7933	0.7924
28 fevereiro, 2001	0.7967	0.7959
31 março, 2001	0.8093	0.8085
30 abril, 2001	0.8369	0.8362
31 maio, 2001	0.8956	0.8952
30 junho, 2001	0.9970**	0.9969**
31 julho, 2001	0.8876	0.8872
31 agosto, 2001	0.8327	0.8321
30 setembro, 2001	0.8093	0.8085
31 outubro, 2001	0.7995	0.7987
30 novembro, 2001	0.7971	0.7963

** valores máximos

3.3 Método de estimação

Aliprantis (2014) argumenta que as melhores evidências a respeito dos efeitos da idade de ingresso escolar, atualmente, são encontradas por estudos que utilizam a metodologia de regressão descontínua (RDD). A ideia básica do RDD é a existência de regras que forcem que alguns indivíduos recebam algum tratamento, enquanto outros não. Caso essas regras atribuam o tratamento aos indivíduos maneira aleatória, características pré-determinadas (observáveis e não-observáveis) devem evoluir continuamente. Dessa maneira, os indivíduos logo abaixo do limite da regra servem como um bom contrafactual para aqueles logo acima do limiar estabelecido pela regra. Portanto, ao comparar esses grupos, pode-se estudar efeitos causais de intervenções relacionadas às regras. A seguir é apresentada a definição do método de uma maneira um pouco mais formal.

Seja D_i uma variável que assume valor um se o indivíduo i recebeu o tratamento (ingressou no ensino fundamental relativamente mais tarde) e valor zero caso contrário e z_c a data de corte da regra para que o indivíduo seja legível ao tratamento; haverá uma descontinuidade na probabilidade do indivíduo i receber o tratamento se

$$\lim_{z \downarrow z_c} E[D_i | z_i = z_c] \neq \lim_{z \uparrow z_c} E[D_i | z_i = z_c]$$

Nesse caso, o efeito local médio do tratamento sobre uma variável genérica de resultado (Y) poderá ser calculado utilizando-se a técnica de regressão descontínua do tipo fuzzy e tal efeito será dado por

$$\frac{\lim_{z \downarrow z_c} E[Y_i | z_i = z_c] - \lim_{z \uparrow z_c} E[Y_i | z_i = z_c]}{\lim_{z \downarrow z_c} E[D_i | z_i = z_c] - \lim_{z \uparrow z_c} E[D_i | z_i = z_c]}$$

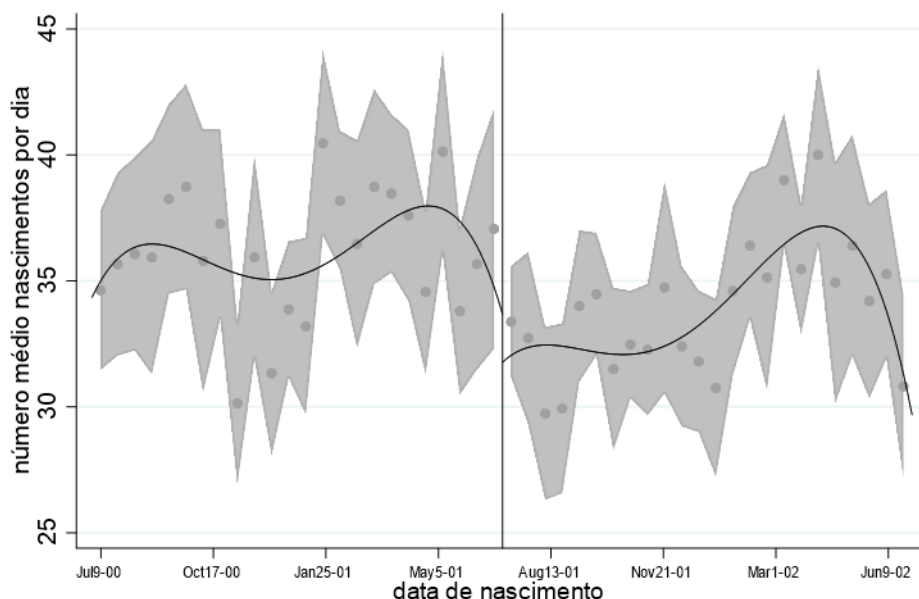
A estimativa do modelo descrito acima realizada de maneira não paramétrica por regressão linear local seguindo as recomendações de Imbens e Lemieux (2008), Lee e Lemieux (2010), Imbens e Kalyanaraman (2012) e Calonico, Cattaneo and Titiunik (2014).

3.4 Testes de validação

Embora a escolha da data de exata de nascimento de uma criança não seja uma coisa comum e nem tão pouco trivial de se colocar em prática, a princípio os pais teriam incentivos para manipular as datas de nascimento dos filhos. Por um lado, há evidências de que crianças que entram mais tarde na escola tendem a ter melhores resultados em exames. Por outro lado, se a criança entra na escola pública mais cedo, os pais (principalmente das famílias pobres) podem poupar recursos. Além disso, existem outros fatores a serem levados em conta como, por exemplo, o risco para saúde da mãe e da criança envolvido na escolha da data de nascimento.

Em todo caso, existem evidências que sugerem que os pais podem se comportar de maneira estratégica. Por exemplo, Shigeoka (2015) estuda a manipulação dos nascimentos no Japão, onde as regras de ingresso escolar são bastante rígidas. O autor encontra um aumento significativo no número de nascimentos logo após a data coorte estabelecida pela regra. Sendo assim, há evidências que apontam para o fato de que a possibilidade de manipulação deve ser considerada. Outros autores a chamarem atenção para possibilidade de escolha do período de nascimento pelos pais são Buckles e Hugerman (2013), que utilizam dados dos Estados Unidos em suas análises.

Gráfico 3 - Número de crianças por dia de nascimento no sistema municipal de BH



O limite da diferença do número de nascidos antes e depois de 30 de junho foi estimado de forma não paramétrica utilizando regressão linear local e kernel triangular. A estimativa foi de uma diferença não significativa estatisticamente de -3,8360 crianças com um p-valor robusto de 0,1370.

Se por um lado não é possível determinar com certeza se os indivíduos manipulam a variável de atribuição, por outro existem implicações testáveis que podem corroborar a validade do desenho metodológico proposto. Caso os pais não manipulem as datas de nascimento dos filhos pensando deliberadamente na regra de ingresso escolar, a densidade da variável de atribuição deve ser contínua na vizinhança da data limite determinada pela regra. Além disso, se as crianças nascem de maneira aleatória ao redor da data limite, outras características, além da idade de ingresso escolar, deveriam ser semelhantes para indivíduos nascidos acima ou abaixo da data limite.

O Gráfico 3 mostra o número de ingressantes no sistema municipal de ensino em BH por data de nascimento. Embora haja uma redução do número de crianças nascidas no segundo semestre, não há evidências estatísticas que corroborem a existência de uma descontinuidade após no dia 30 de julho de 2001. Na verdade, o teste estatístico rejeita tal hipótese como descrito no rodapé do gráfico 3. Além disso, vale a pena destacar que independentemente das regras de ingresso escolar (que variam de acordo com as regiões), no Brasil, há uma redução natural da quantidade de nascimento no segundo semestre do ano. Tal fenômeno está documentado em estudos demográficos como, por exemplo, Moreira (2008).

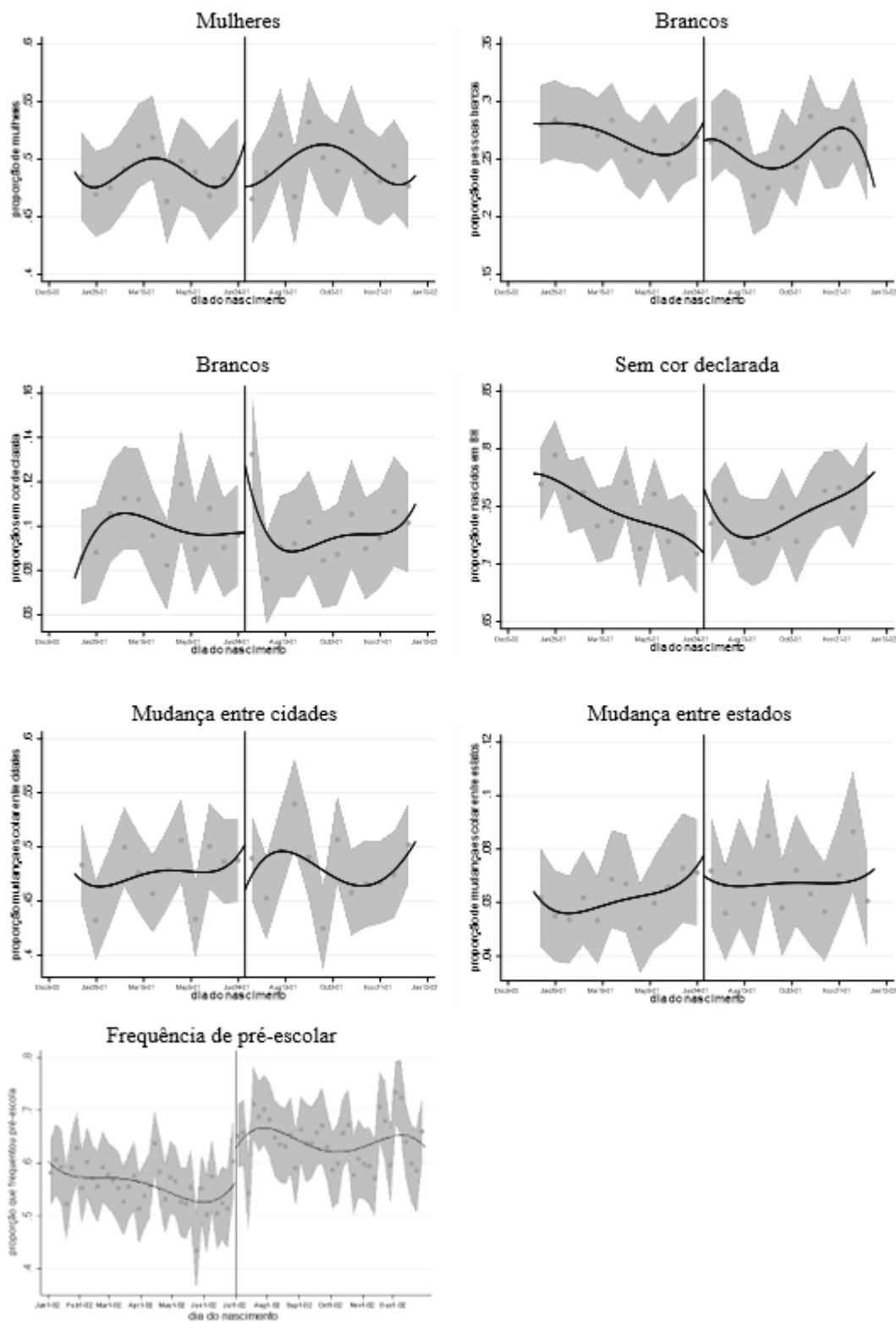
Com relação as demais características das crianças ao redor da data limite (30 de junho), o Censo Escolar não traz um grande número de variáveis observáveis que possam ser testadas de maneira exaustiva. No entanto, construiu-se um conjunto de sete variáveis para realização dos testes, as quais refletem 5 características relevantes: sexo, cor, migração após o nascimento, migração durante o ciclo de vida escola e frequência prévia de pré-escola. Tanto a análise gráfica dos resultados (Figura 1), quanto a tabela 2 a seguir mostram que não foram encontradas diferenças estatisticamente significativas entre as crianças nascidas ao redor da data de 30 de junho de 2001. Sendo assim, pode-se afirmar que os testes propostos corroboram a validade da estratégia empírica proposta pelo artigo.

Tabela 2 – Testes de diferenças em observáveis

Variáveis	Diferença (em p.p.)
Mulheres	-3.696 (0.389)
Branco	0.623 (0.712)
Cor não declarada	2.503 (0.207)
Nascidos em BH	2.784 (0.493)
Mudança escolar entre municípios	-1.033 (0.755)
Mudança escolar entre estados	1.051 (0.555)
Frequência de pré-escolar no ano anterior *	6.573 (0.268)

As estimativas foram produzidas de forma não paramétrica utilizando regressão linear local e kernel triangular. Os valores entre parênteses correspondem aos p-valores robustos.
(*) Para a coorte nascidas em 2002.

Figura 1 - Testes de diferenças ao redor da data limite

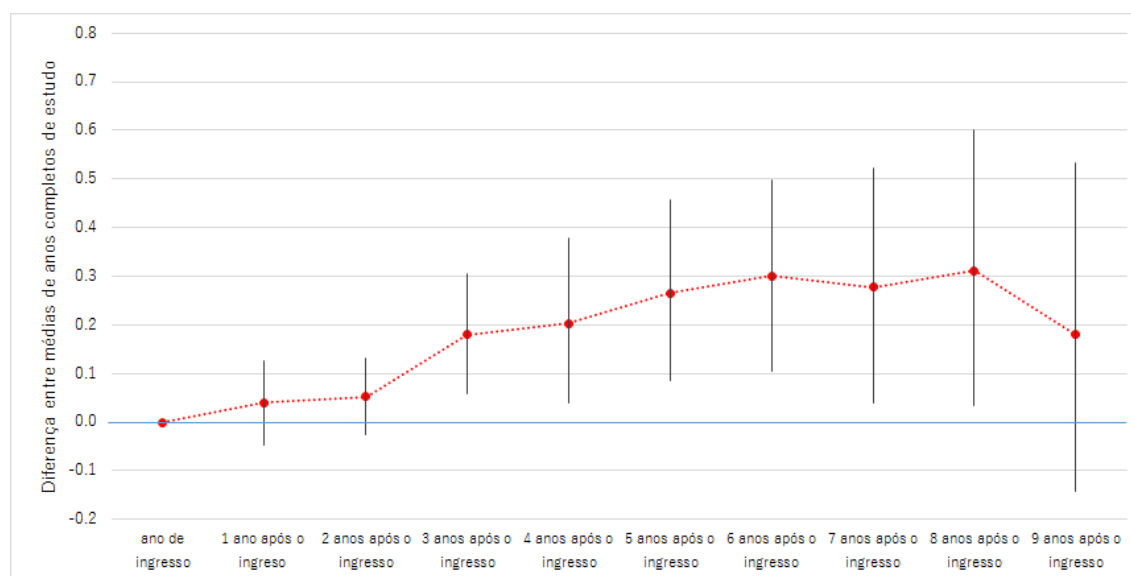


4. Resultados

4.1 Resultados gerais

Os resultados da metodologia empregada nesse artigo apontam que o ingresso no primeiro ano do ensino fundamental um ano mais tarde, na rede pública municipal de ensino de BH, tem o efeito de acelerar a progressão dos alunos durante os primeiros anos do ensino fundamental. As crianças que ingressam no sistema de ensino relativamente mais maduras reprovam menos desde o início do ensino fundamental e a diferença passa a ser estatisticamente significativa a partir do terceiro ano após o ingresso (0,2 ano completo de estudo). Após o terceiro ano, a diferença aumenta até atingir 0,3 ano completo de estudo no sétimo ano após o ingresso. Embora esse resultado seja expressivo em termos de magnitude, dois terços desse efeito desaparecem 9 anos após o ingresso, quando o efeito deixa de ser estatisticamente significativo (gráfico 4).

Gráfico 4 – Evolução soa efeitos sobre anos completos de estudo ao longo do ciclo escolar



Esse primeiro resultado possui implicações potencialmente importantes para políticas públicas de educação. Se é verdade que as crianças mais maduras aos ingressarem no ensino fundamental, evoluem mais rapidamente e, portanto, sofrem menos com repetência escolar seria mais eficiente do ponto de vista do uso racional da utilização dos recursos públicos postergar a o ingresso das crianças no sistema de ensino. No entanto, é preciso salientar que existem outras dimensões que também merecem a atenção dos gestores públicos.

Dado que os resultados apontam impactos causais da idade de ingresso no sistema de ensino sobre a repetência escolar, uma hipótese plausível seria que o aumento da repetência poderia levar a um aumento evasão escolar. Como destacam Brian e Lefgren (2009), a prática da retenção escolar é altamente controversa, com muitos pesquisadores afirmando que ela leva a taxas de evasão mais altas. No entanto, os autores chegam à conclusão de que a retenção leva a um aumento modesto na probabilidade de evasão escolar entre os estudantes mais velhos e não tem efeito significativo sobre os alunos mais jovens. Nesse contexto, é importante analisar a existência de impactos secundários da idade de ingresso no sistema escolar sobre os níveis de evasão escolar entre os estudantes que sofrem mais com a repetência.

Os resultados encontrados apontam que o aumento da repetência em anos específicos não levou a aumentos da evasão escolar. De fato, não existem efeitos significativos sobre a evasão escolar até o oitavo ano após o ingresso. Por outro lado, no nono ano, ao mesmo tempo que há uma significativa redução da diferença de anos completos de estudo, (início do ensino médio para os estudantes que não repetiram alguma série) observa-se um forte aumento da evasão escolar, mas entre os estudantes que ingressaram mais tarde no ensino fundamental e haviam sofrido menos com reprovações – quase 12 pontos percentuais.

Gráfico 5- Evolução dos efeitos sobre a evasão escolar ao longo do ciclo escolar

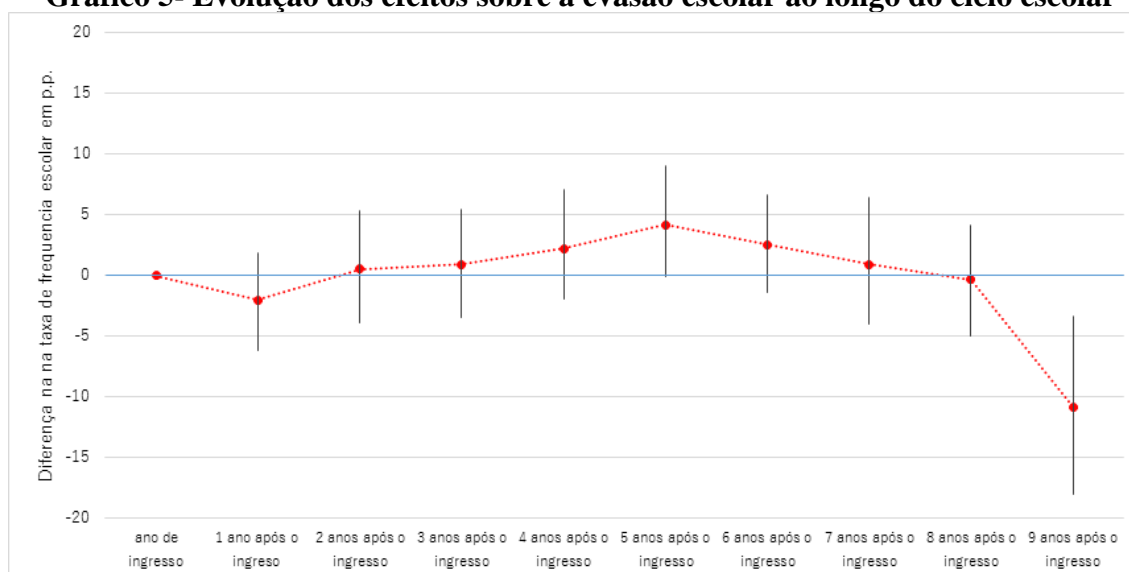


Tabela 3- Efeitos sobre escolaridade e evasão escolar

Ano	Diferenças	
	Anos completos de estudo (anos)	Evasão escolar (p.p.)
1º ano após o ingresso	0.0396 (0.372)	-2.025 (0.712)
2º ano após o ingresso	0.05216 (0.195)	0.514 (0.743)
3º ano após o ingresso	0.17915 (0.004)	0.915 (0.457)
4º ano após o ingresso	0.2033 (0.015)	2.227 (0.688)
5º ano após o ingresso	0.26549 (0.004)	4.181 (0.722)
6º ano após o ingresso	0.30077 (0.003)	2.553 (0.738)
7º ano após o ingresso	0.27697 (0.022)	0.88 (0.555)
8º ano após o ingresso	0.31099 (0.029)	-0.345 (0.559)
9º ano após o ingresso	0.17952 (0.258)	-10.809 (0.002)

As estimativas foram produzidas de forma não paramétrica utilizando regressão linear local e kernel triangular. Os valores entre parênteses correspondem aos p-valores robustos.

Dessa maneira, é possível afirmar que os efeitos do choque exógeno provocado pela idade de ingresso no ensino fundamental sobre a evasão escolar não se propagam para evasão escolar o que corrobora uma parte

da literatura econômica (como, por exemplo, Brian e Lefgren (2009)) que aponta poucos indícios de uma relação causal entre repetência e evasão escolar.

4.2 Heterogeneidades

Os dados do Censo Escolar ainda permitem que as análises apresentadas anteriormente sejam segmentadas por sexo e por cor. As análises das heterogeneidades mostram que as evoluções dos impactos não variam significativamente entre os grupos por cor e por sexo. No entanto, as magnitudes sim. Enquanto entre os não brancos a diferença em anos completos de estudos atinge um máximo de aproximadamente 0,25 ano, entre os brancos esse valor segue a 0,40 ano – o efeito é cerca de 60% maior entre as crianças brancas. No caso da comparação entre homens e mulheres, as diferenças nos impactos são menores. No entanto, no nono ano após o ingresso, apesar dos efeitos não serem estatisticamente significativos (talvez pelo menor número de observações), o coeficiente estimado para os homens é de 0,2 ano e para as mulheres aproximadamente a metade 0,1 ano.

Tabela 4 – Efeitos sobre escolaridade e evasão escolar por grupos de sexo e cor

Ano	anos completos de estudo				frequência escolar			
	mulheres	homens	brancos	não brancos	mulheres	homens	brancos	não brancos
1º ano após o ingresso	0.0335 (0.435)	0.0506 (0.321)	- 0.0286 (0.360)	0.0622 (0.180)	-0.440 (0.712)	0.12 (0.9740)	- 0.55 (0.677)	- 0.36 (0.7090)
2º ano após o ingresso	0.0912 (0.051)	- 0.0129 (0.706)	0.0146 (0.850)	0.0465 (0.281)	0.200 (0.743)	- 1.27 (0.676)	2.98 (0.285)	- 1.78 (0.495)
3º ano após o ingresso	0.2290 (0.003)	0.1363 (0.047)	0.2030 (0.018)	0.1625 (0.006)	1.67 (0.457)	- 0.20 (0.913)	6.71 (0.021)	- 1.60 (0.407)
4º ano após o ingresso	0.1933 (0.035)	0.2000 (0.019)	0.2420 (0.016)	0.1644 (0.020)	- 0.95 (0.688)	1.48 (0.287)	6.59 (0.031)	- 1.28 (0.627)
5º ano após o ingresso	0.2698 (0.010)	0.2418 (0.031)	0.3467 (0.003)	0.1988 (0.020)	- 0.83 (0.722)	3.58 (0.079)	8.92 (0.002)	- 1.20 (0.578)
6º ano após o ingresso	0.3052 (0.014)	0.3192 (0.003)	0.3817 (0.011)	0.2614 (0.005)	- 0.40 (0.738)	3.18 (0.163)	5.86 (0.053)	- 0.24 (0.891)
7º ano após o ingresso	0.2636 (0.079)	0.2856 (0.021)	0.3493 (0.033)	0.2235 (0.022)	- 01.89 (0.555)	- 0.06 (0.772)	3.02 (0.386)	- 2.18 (0.478)
8º ano após o ingresso	0.3078 (0.054)	0.2983 (0.026)	0.4069 (0.030)	0.2509 (0.030)	- 1.42 (0.559)	- 0.09 (0.912)	- 0.56 (0.924)	- 1.17 (0.621)
9º ano após o ingresso	0.0908 (0.546)	0.2062 (0.179)	0.1918 (0.405)	0.0895 (0.394)	- 11.22 (0.002)	- 12.05 (0.001)	- 9.17 (0.159)	- 12.00 (0.000)

As estimativas foram produzidas de forma não paramétrica utilizando regressão linear local e kernel triangular. Os valores entre parênteses correspondem aos p-valores robustos.

5. Conclusão

O presente artigo utiliza de forma inédita os dados Censo Escolar da Educação Básica para produzir estimativas dos efeitos causais da idade de ingresso no sistema formal de ensino sobre a progressão dos estudantes ao longo das séries do ensino fundamental e também sobre a evasão escolar associada à idade de ingresso escolar. Os resultados encontrados apontam que as crianças que ingressam na escola um ano mais tarde e, portanto, são mais maduras, sofrem menos com repetição de séries escolares e concluem o

ensino fundamental mais rapidamente – cerca de 0,3 anos antes. Do ponto de vista das políticas públicas, essa é uma importante descoberta, uma vez que as crianças conseguem finalizar o ciclo escolar gastando uma parcela menor dos recursos da rede pública de ensino.

Ao contrário do que se poderia esperar, essa vantagem observada ao final do ensino fundamental aparentemente não se reverte em maior escolaridade na vida adulta. A análise da evasão escolar mostra que as crianças que repetem menos séries de ensino, ao terminarem o ensino fundamental mais rapidamente, acabam abandonando mais a escola quando comparadas às crianças que passam mais tempo na escola, tanto por terem entrado antes, quanto por sofrerem mais com a repetição de séries. No entanto, tudo indica que essas crianças acabam permanecendo na escola com intuito de concluir o ciclo fundamental.

Embora a análise tenha focalizado a rede municipal de ensino da cidade de BH e a metodologia tenha limitações relacionadas à validade externa dos resultados encontrados, o estudo proposto pode ser facilmente replicado para outras regiões do país. Nesse contexto, esse artigo também contribuiu ao apontar a possibilidade de se utilizar uma metodologia já existente para se estimar efeitos causais de políticas relacionadas à data de nascimento das crianças utilizando-se dados do Censo Escolar brasileiro.

Bibliografia

- ALIPRANTIS, D. (2014): "When should children start school?," *Journal of Human Capital*, 8(4), 481–536.
- Angrist, J. D. and Krueger, A. B. (1991). Does compulsory school attendance affect schooling and earnings? *The Quarterly Journal of Economics*, 106(4):979-1014.
- Bedard, K. and Dhuey, E. (2006). The persistence of early childhood maturity: International evidence of long-run age effects. *The Quarterly Journal of Economics*, 121(4):1437-1472.
- Banerjee, A., (2004), "Inequality and Investment", mimeo, MIT.
- Bassok, Daphna and Sean Reardon (2013), "Academic redshirting in kindergarten: Prevalence, patterns, and implications," *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 35 (3), 283–297.
- Bedard, K. and Dhuey, E. (2006). The persistence of early childhood maturity: International evidence of long-run age effects. *The Quarterly Journal of Economics*, 121(4):1437-1472.
- BLACK, S. E., P. J. DEVEREUX, AND K. G. SALVANES (2011): "Too young to leave the nest? The effects of school starting age," *The Review of Economics and Statistics*, 93(2), 455–467.
- Brian A. Jacob & Lars Lefgren, 2009. "The Effect of Grade Retention on High School Completion," *American Economic Journal: Applied Economics*, American Economic Association, vol. 1(3), pages 33-58, July.
- Buckles, Kasey S., and Hungerman, Daniel M., (2013) "Season of Birth and Later Outcomes: Old Questions, New Answers." *Review of Economics and Statistics* 95:3, 711-724.
- Calonico, Sebastian, Matias D. Cattaneo, and Rocio Titiunik. 2014. "Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs." *Econometrica* 82 (6): 2295–2326.
- Cunha, F. and Heckman, J. (2007). The technology of skill formation. *American Economic Review*, 97(2):31-47.
- Dee TS; Sievertsen HH. (2018) The gift of time? School starting age and mental health. *Health Econ.* May; 27(5):781-802
- Dhuey, E., Figlio, K. Karbownik, and J. Roth (2017): *School Starting Age and Cognitive Development*, Tech rep., National Bureau of Economic Research.
- FREDRIKSSON, P., AND B. ÖCKERT (2013): "Life-cycle Effects of Age at School Start," *The Economic Journal*.
- IMBENS, G., AND K. KALYANARAMAN (2012): "Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator," *Review of Economic Studies*, 79 (3), 933–959.
- IMBENS, G., AND T. LEMIEUX (2008): "Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice," *Journal of Econometrics*, 142 (2), 615–635.

LEE, D. S., AND T. LEMIEUX (2010): “Regression Discontinuity Designs in Economics,” *Journal of Economic Literature*, 48 (2), 281–355.

Lee SJ, Steer PJ, Filippi V. Seasonal patterns and preterm birth: A systematic review of the literature and an analysis in a London-based cohort. *BJOG*. 2006;113(11):1280–1288.

MCEWAN, P. J., AND J. S. SHAPIRO (2008): “The benefits of delayed primary school enrollment discontinuity estimates using exact birth dates,” *Journal of human Resources*, 43(1), 1–29.

Mil, Nina H Grootendorst-van et al. “Brighter children? The association between seasonality of birth and child IQ in a population-based birth cohort.” *BMJ open* (2017).

Moreira, Morvan M. (2008). Sazonalidade dos nascimentos no Brasil: 2000-2005. In: XVI Encontro Nacional de Estudos Populacionais. Campinas: Abep.

McEwan, Patrick J. and Shapiro, Joseph. (2008). ‘The benefits of delayed primary school enrollment: Discontinuity estimates using exact birth dates’, *Journal of Human Resources* 43(1), 1–29.

Ozier, O. (2018). The impact of secondary schooling in Kenya: A regression discontinuity analysis. *Journal of Human Resources*, 53, 157–188

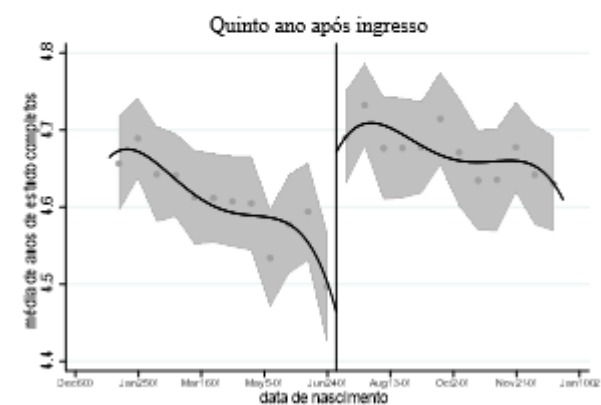
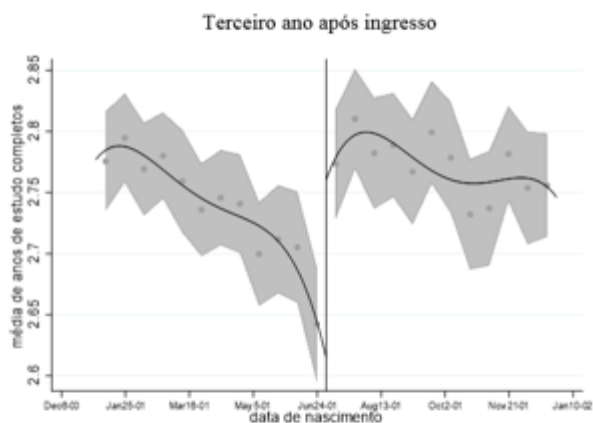
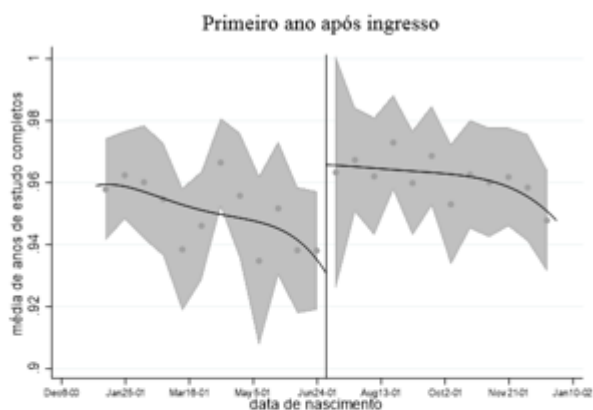
Pintner R, Forlano C. Season of birth and mental differences. *Psychol Bull*. 1943;40(1):25.

Strand LB, Barnett AG, Tong S. The influence of season and ambient temperature on birth outcomes: A review of the epidemiological literature. *Environ Res*. 2011;111(3):451–462.

Shigeoka, H. (2015). School entry cutoff date and the timing of births. Working Paper 21402, National Bureau of Economic Research.

Anexo

Gráficos dos resultados sobre anos completos de estudo por ano após o ingresso no ensino fundamental



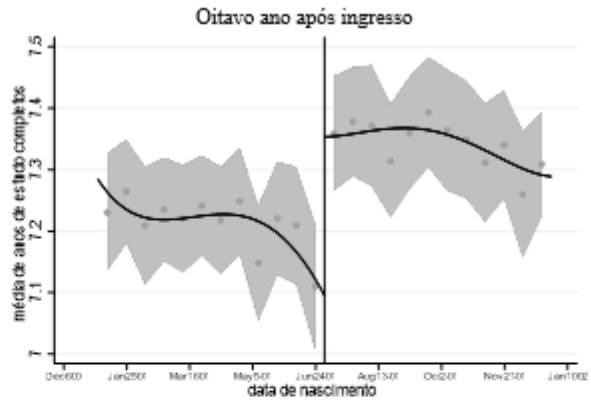


Gráfico do resultado sobre evasão escolar no nono ano após ingresso

