

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DE
RIBEIRÃO PRETO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Mateus Calderam Villaça

Trabalho infantil no Brasil e a alteração na idade mínima para trabalhar

Ribeirão Preto

2023

Mateus Calderam Villaça

Trabalho infantil no Brasil e a alteração na idade mínima para trabalhar

Dissertação de Mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP/USP) para a obtenção do título de mestre em ciências econômicas.

Universidade de São Paulo – USP

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Programa de Pós-Graduação em Economia

Orientador: Prof. Dr. Daniel Domingues dos Santos

Ribeirão Preto

2023

Mateus Calderam Villaça

Trabalho infantil no Brasil e a alteração na idade mínima para trabalhar/ Mateus Calderam Villaça. – Ribeirão Preto, 2023-
46p. : il. (algumas color.) ; 30 cm.

Orientador: Prof. Dr. Daniel Domingues dos Santos

Dissertação de Mestrado – Universidade de São Paulo – USP
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto
Programa de Pós-Graduação em Economia, 2023.

1. Trabalho infantil. 2. Idade mínima para trabalhar. 3. Regressão descontínua.
4. Inferência por randomização. I. Daniel Domingues dos Santos. II. Universidade de São Paulo. III. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto. IV. Programa de Pós-Graduação em Economia IV. Trabalho infantil no Brasil e a alteração na idade mínima para trabalhar

Mateus Calderam Villaça

Trabalho infantil no Brasil e a alteração na idade mínima para trabalhar

Dissertação de Mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP/USP) para a obtenção do título de mestre em ciências econômicas.

Trabalho aprovado. Ribeirão Preto, de de 20 :

Prof. Dr. Daniel Domingues dos Santos
Orientador

Convidado 1
Convidado 1

Convidado 2
Convidado 2

Ribeirão Preto
2023

Este trabalho é dedicado a Marcos Villaça.

Agradecimentos

Agradeço primeiramente ao meu pai, Marcos, que dedicou sua vida a fazer do mundo um lugar melhor para todos e cujo inconformismo e vontade inesgotáveis servirão sempre de inspiração em todas as minhas atitudes. Sem ele nada disso seria possível. Saudades.

Agradeço à minha mãe, Marta, por seu amor, por ser um colo em todos os momentos e por tudo o que abriu mão por mim. Sua força e amabilidade são admiráveis. Agradeço à minha companheira, Luiza, por me motivar e me apoiar, por estar do meu lado mesmo nas situações mais difíceis, por me ouvir e ter sempre as melhores palavras e por dividir comigo todas as conquistas e desafios.

Ao meu orientador, Daniel, por todos os ensinamentos, oportunidades e conselhos, inclusive aqueles fora do contexto deste trabalho. Agradeço aos professores da FEARP, em especial ao professor Alexandre e à professora Elaine, pela parceria, dedicação e disposição em ensinar.

Aos amigos feitos durante essa jornada, em especial ao Matheus por compartilhar sua sabedoria e amizade desde o começo, à Manuela, pelos sábios conselhos e sua animação contagiante e a Cecília, Giulia e Paolo, companheiros em todos os momentos. Aos amigos do Lepes, representados pelo Tiago e pelo Fernando, pelo acolhimento e dedicação em dividir seus conhecimentos.

Aos amigos Paulo, Luísa, Vitor e Luiz Gustavo pelo suporte, pela motivação e por serem um respiro até nos dias mais complicados.

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001"(Portaria Nº 206, de 04/09/2018)

Resumo

Título: Trabalho infantil no Brasil e a alteração na idade mínima para trabalhar

Cerca de 160 milhões de crianças em todo o mundo estão expostas ao trabalho infantil, principalmente meninos que vivem em áreas rurais. Há evidências que a exposição precoce ao trabalho pode ser prejudicial ao desenvolvimento da criança, mas a entrada tardia no mundo do trabalho também tem efeitos negativos para o indivíduo. Não há consenso sobre qual a idade ideal para começar a trabalhar e nem sobre qual a melhor política deve ser adotada para extinção do trabalho infantil. No Brasil, a emenda constitucional número 20 alterou a idade mínima para trabalhar de 14 para 16 anos, criando um experimento natural que é objeto de estudo deste estudo. A partir da metodologia de inferência por randomização em modelos de regressão descontínua, desenvolvida por [Cattaneo, Frandsen e Titiunik \(2015\)](#), estimamos o efeito local da alteração da idade mínima para trabalhar. Os resultados indicam uma menor participação no em ocupações informais entre meninos negros que residem em regiões urbanas e que foram proibidos de trabalhar por completarem 14 anos após a publicação da emenda. Não há efeito significativo sobre meninas. Os meninos afetados também apresentam maiores taxas de frequência escolar e, avaliando o impacto sobre membros de seus domicílios, identificamos uma maior participação dos chefes de domicílio no mercado de trabalho informal, maior quantidade de horas semanais trabalhadas por mães ocupadas e por irmãos mais velhos ocupados. Além disso, é possível verificar um aumento na renda mensal dos irmãos mais velhos ocupados. Não são encontrados efeitos significantes quando analisamos produtos no longo prazo, quando a coorte tem entre 28 e 38 anos.

Palavras-chave: Trabalho infantil, Idade mínima para trabalhar, Regressão descontínua, Inferência por randomização.

JEL: J08, J22, J24, J48, K31.

Abstract

Title: Child labor in Brazil and the change in the minimum working age

Nearly 160 million children worldwide are exposed to child labor, primarily boys living in rural areas. There is evidence that early exposure to work can harm a child's development. Still, late entry into the workforce also has negative effects on the individual. There is no consensus on the ideal age to start working or on the best policy to adopt to eliminate child labor. In Brazil, Constitutional Amendment No. 20 changed the minimum working age from 14 to 16, creating a natural experiment that is the subject of this study. Using the methodology of randomization inference in regression discontinuity design, developed by [Cattaneo, Frandsen e Titiunik \(2015\)](#), we estimate the local effect of the change in the minimum working age. The results indicate lower participation in informal occupations among black boys living in urban areas who were prohibited from working because they turned 14 after the amendment was published. There is no significant effect on girls. The affected boys also have higher rates of school attendance. Evaluating the impact on members of their households, we identify higher participation of household heads in the informal labor market and a greater number of weekly hours worked by employed mothers and older employed siblings. In addition, it is possible to observe an increase in the monthly income of older employed siblings. No significant effects are found when analyzing long-term outcomes when the cohort is between 28 and 38 years old.

Keywords: Child labor, Minimum working age, Regression discontinuity, Randomization inference

Lista de ilustrações

Figura 1 – Percentual de jovens ocupados por idade na data da publicação da lei - 1999	19
Figura 2 – Percentual de jovens ocupados por idade na data da publicação da lei - 1999	26
Figura 3 – Trajetórias dos estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar pela idade do jovens (2012 a 2022) - meninos negros . .	37

Lista de tabelas

Tabela 1 – Estatísticas descritivas dos indivíduos que possuíam entre 13 e 15 anos em 1999	17
Tabela 2 – Estatísticas descritivas dos indivíduos que possuíam entre 13 e 15 anos em 1999 por grupo de tratamento e de controle	18
Tabela 3 – P-valores referentes ao teste de efeito nulo do tratamento sobre a covariada	25
Tabela 4 – Teste de balanço de covariadas na janela escolhida	25
Tabela 5 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre a participação de jovens no mercado de trabalho	27
Tabela 6 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre ocupação para diferentes janelas	28
Tabela 7 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre ocupação para diferentes cutoffs	29
Tabela 8 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre a participação de jovens no mercado de trabalho - por cor ou raça e localidade de moradia de meninos	30
Tabela 9 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho - por cor ou raça e localidade de moradia de meninas	31
Tabela 10 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o produtos derivados - meninos negros urbanos - 1999	32
Tabela 11 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho de chefes de domicílios, pais e mães de meninos negros urbanos	33
Tabela 12 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho de irmãos mais velhos de meninos negros urbanos	34
Tabela 13 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho em 2001 - meninos negros	35
Tabela 14 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho e produtos derivados no longo prazo (2012-2022) - meninos negros	36
Tabela 15 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho - por sexo	43
Tabela 16 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho - por cor ou raça	44

Tabela 17 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho - por localidade do domicílio	44
Tabela 18 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho - por sexo e cor ou raça	45
Tabela 19 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho - por sexo e localidade do domicílio	46

Sumário

1	INTRODUÇÃO	12
2	DADOS	16
3	METODOLOGIA	20
3.1	Modelo de regressão descontínua (RDD)	20
3.2	Inferência por randomização	21
3.3	Determinação da janela	22
4	RESULTADOS	26
4.1	Robustez	27
4.2	Heterogeneidades	28
4.3	Produtos derivados	30
4.4	Efeitos sobre a família	32
4.5	Persistência e efeitos de longo prazo	34
5	CONCLUSÃO	38
	Referências	40
6	APÊNDICE	43

1 Introdução

Uma em cada 10 crianças do mundo está exposta ao trabalho infantil. Dados do estudo elaborado pela ILO (2021) mostram que no começo de 2020 cerca de 160 milhões de crianças trabalhavam, sendo que metade delas em atividades perigosas. O estudo mostra uma maior incidência entre meninos - 11,2% estão em condições de trabalho infantil contra 7,8% entre meninas. Além disso, há uma concentração em áreas rurais, são 122,7 milhões de crianças, o que corresponde a 13,9% do total de crianças residentes em áreas rurais. Para crianças residentes em áreas urbanas esse número é quase 3 vezes menor.

Há evidências que a exposição precoce ao trabalho é prejudicial ao desenvolvimento da criança. Emerson, Ponczek e Souza (2017) encontraram resultados no sentido que trabalhar enquanto estuda é prejudicial ao aprendizado dos estudantes de ensino médio no Brasil. Lee e Orazem (2010) mostram que a entrada cedo no mercado de trabalho junto com um abandono escolar prematuro levam a ganhos de saúde menores.

Mas também há indícios de que a entrada tardia no mundo do trabalho tem efeitos negativos para o indivíduo. Emerson e Souza (2011) mostram que uma entrada prematura no mercado de trabalho prejudica os ganhos futuros do indivíduo na fase adulta, para além do impacto na educação. Entretanto, esse efeito é positivo quando a entrada no mercado de trabalho ocorre entre 12 e 14 anos de idade.

Políticas de proibição do trabalho infantil são utilizadas no mundo todo. Porém não há um acordo sobre qual a idade mínima ideal para se começar a trabalhar. Na Índia, Bharadwaj, Lakdawala e Li (2019) mostra que a lei que proibiu crianças com menos de 14 de trabalharem no mercado formal na verdade foi responsável por aumentar o trabalho infantil e reduzir salários. Também encontraram uma redução na frequência escolar dessas crianças.

Dimova (2021) discute a efetividade das políticas públicas adotadas no mundo todo para extinção do trabalho infantil. Para além do debate entre qual política mais efetiva, se intervenções diretas sobre a idade mínima ou se atuação na obrigatoriedade em estudar, Dimova (2021) argumenta que não há evidências suficientes para afirmar que essas políticas, que foram bem sucedidas em países desenvolvidos, funcionariam para extinguir o trabalho infantil em países mais pobres. O autor ainda argumenta que o desenvolvimento econômico é a forma mais garantida de enfrentar esse problema.

No Brasil, em 15 de dezembro de 1998, foi publicada a emenda constitucional número 20, que tratava principalmente sobre o sistema de aposentadorias e como subproduto alterou a data mínima para se trabalhar de 14 para 16 anos e estendeu a proibição a trabalhos de risco e noturnos para indivíduos de até 18 anos. A alteração não tratava

sobre as penalidades em se empregar um indivíduo com menos de 16 anos, mas conforme o Ministério Público Federal essas punições eram desde multas a processos criminais a depender do trabalho exercido.

O Ministério do Trabalho e Emprego deixou de emitir licenças de trabalho para indivíduos que completaram 14 anos depois da publicação da emenda. Indivíduos que nasceram após a publicação da emenda tiveram sua elegibilidade em trabalhar formalmente alterada, sem nenhuma compensação como programas de transferência de renda ou possibilidade em se trabalhar como aprendiz. Na data da publicação, programas assistenciais, como o Bolsa Família, estavam em estágio piloto e o programa de aprendiz foi institucionalizado somente em Dezembro de 2000.

A alteração não tem efeito retroativo, mas resta dúvida se indivíduos que já haviam completado 14 anos estão livres para trabalhar formalmente ou se apenas os jovens que já estavam empregados ou tinham uma permissão de trabalho no momento da publicação da emenda são os que poderiam permanecer no mercado de trabalho formal. Infelizmente o texto da emenda não é claro nesse sentido, porém, alguns estudos recente analisaram o impacto dessa alteração na idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho de jovens. E segundo [Piza e Souza \(2017\)](#) a taxa de participação em emprego formal de jovens que completaram 14 anos antes da publicação da emenda é pequena, mas positiva em 1999, enquanto jovens que completaram 14 anos após a publicação têm a participação nula, indicando que houve uma disrupção na probabilidade de trabalhar a partir da publicação da emenda.

[Piza e Souza \(2017\)](#) utilizaram um modelo de diferenças-em-diferenças que compara jovens que fizeram 14 anos entre janeiro e junho de 1999, após a publicação da emenda constitucional, com jovens que fizeram 14 anos entre julho e dezembro de 1998, antes da publicação. Os resultados apontam para uma diminuição em 4% da participação na força de trabalho entre meninos, enquanto não há diminuição significativa entre meninas. Essa diminuição é essencialmente advinda da queda da participação dos meninos no setor informal. Fiscalizar se uma criança trabalha ou não é provavelmente menos custoso do que verificar se o trabalho é formal ou informal, por isso, o impacto da alteração ocorre também no mercado informal.

Já [Bargain e Boutin \(2021\)](#) utilizam modelos de regressão em descontinuidade e diferença em descontinuidade para analisar os efeitos da emenda constitucional no curto-prazo. Os autores encontram efeito sobre a participação no mercado de trabalho somente entre aqueles jovens que vivem em regiões com maior fiscalização, mas não encontram evidências efeito sobre a população total e um pequeno efeito sobre frequência escolar em algumas especificações.

Efeitos de curto e de longo prazo da alteração da idade mínima para trabalhar foram objeto do estudo elaborado por [Piza e Souza \(2016\)](#). No curto prazo foram analisados dados

de 1999 e 2001 para meninos. Os autores utilizaram um modelo de regressão descontínua a partir de uma banda de 6 meses, que considera meninos que completaram 14 anos entre 6 meses antes e 6 meses depois da publicação da emenda constitucional. Os resultados sugerem que houve diminuição na proporção dos jovens que trabalham remuneradamente. Há evidências que indicam um *trade off* entre trabalho e educação, já que a proporção de meninos que estudam e trabalham remuneradamente caiu e a proporção de meninos que só estudam aumentou.

Os coeficientes também foram estimados ano a ano entre 1998 e 2006. A diminuição da proporção de jovens trabalhando remuneradamente surge a partir de 1999 e permanece até 2003. A partir de 2004 não é mais observado. O efeito sobre a frequência escolar aparece entre 2001 e 2003. Há também uma redução de jovens que estavam trabalhando remuneradamente e estudando em 1999 e 2002, mas um aumento em 2005 e 2006.

No longo prazo, são verificados dados de 2007 a 2014. Não foram encontradas evidências de efeitos no estoque de capital humano e nos produtos relacionados ao mercado de trabalho, ao menos quando esse cálculo é feito com as pesquisas empilhadas. No caso da trajetória, é possível verificar significância estatística no efeito do tratamento em alguns anos, porém em pontos isolados. Não há continuidade em nenhuma das variáveis estudadas.

Utilizando dados mais recentes, [Oliveira e Machado \(2020\)](#) investigam os efeitos dissuasores da lei trabalhista brasileira que proíbe menores de 14 anos de qualquer tipo de trabalho. Utilizando o método de regressão descontínua os autores inferem que a alteração na idade mínima está associada a uma redução de cerca de 88% nas horas trabalhadas nos jovens afetados pela lei.

O objetivo deste estudo é contribuir para a análise sobre os efeitos da alteração na idade mínima para se trabalhar. Para tanto utilizaremos uma abordagem de inferência por randomização em um modelo de regressão em descontinuidade ([CATTANEO; FRANDSEN; TITIUNIK, 2015](#)). Os resultados indicam uma diminuição na participação de jovens impactados pela mudança na legislação no mercado de trabalho. Esse impacto é concentrado em meninos negros que residem em área urbana e ocorre principalmente no mercado informal. Considerando o efeito apenas sobre meninos negros que residem em localidades urbanas, há evidências do aumento na frequência escolar desses meninos. No longo prazo são considerados dados de 2012 a 2022 e não há efeitos estatisticamente significantes em nenhuma das variáveis analisadas.

[Basu e Van \(1998\)](#) destacam que a decisão de expor os filhos ao trabalho infantil é tomada levando em consideração a necessidade de sobrevivência da família. Por isso as políticas de restrição ao trabalho infantil têm implicações não apenas na criança afetada, mas também e principalmente, nos outros membros da família.

Por isso, analisaremos também os impactos da alteração da idade mínima para

trabalhar sobre chefes de domicílio, pais e irmãos dos meninos afetados pela emenda. Os resultados apontam para uma maior participação no mercado de trabalho informal dos chefes dos domicílios em que esses meninos residem e de um aumento na quantidade de horas trabalhadas entre as mães desses meninos que estão ocupadas. Entre os irmãos mais velhos ocupados, há um aumento nas horas trabalhadas e um aumento da renda mensal total.

2 Dados

Os dados utilizados são provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), para os anos de 1999 e 2001 e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADc) para os anos de 2012 a 2022. Tanto a PNAD quanto a PNADc entrevista uma amostra representativa do Brasil, baseada nos Censos Demográficos mais recentes. A PNAD foi realizada anualmente até o ano de 2015, já a PNADc iniciou em 2012 e tem periodicidade trimestral. Nelas os indivíduos informam sobre sua frequência escolar, sobre sua situação em relação ao trabalho, renda e moradia.

Para informações sobre trabalho são utilizados os conceitos da própria PNAD e PNADc, no quais são consideradas **ocupadas** as pessoas que realizaram pelo menos uma hora de trabalho remunerado ou uma hora de trabalho não remunerado em ajuda a um membro do domicílio ou parente e pessoas afastadas do seu trabalho temporariamente na semana de referência da pesquisa. Já o conceito de pessoa **economicamente ativa** ou **pessoa na força de trabalho** é formado por pessoas ocupadas, pessoas que não estavam ocupadas mas buscaram trabalho nos 30 dias que antecederam a semana de referência da pesquisa ou pessoas que não buscaram trabalho porque estavam prestes a iniciar um trabalho já garantido (IBGE, 2021). Neste artigo, é considerada ocupada a pessoa que respondeu que estava ocupada na PNAD ou na PNADc, caso contrário a pessoa é considerada não ocupada. O mesmo segue para força de trabalho, é considerado na força de trabalho o indivíduo que respondeu estar na força de trabalho na PNAD ou na PNADc, caso contrário ele é considerado como não estando na força de trabalho. É considerado um trabalhador formal aquele que indicou ser empregado no setor privado ou no setor público com carteira assinada, ser trabalhador doméstico com carteira de trabalho assinada, ser militar ou servidor estatutário. Já um trabalhador informal é aquele indivíduo que está ocupado, mas não é um trabalhador formal.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas da PNAD de 1999 para indivíduos que possuíam entre 13 e 15 anos na data da publicação da emenda constitucional número 20, publicada em 15 de dezembro de 1998, portanto a Tabela 1 apresenta dados para indivíduos nascidos entre 15 de dezembro de 1983 e 15 de dezembro de 1985.

A variável Mulher assume o valor 1 se o indivíduo se declara como mulher e 0 se homem; Negro assume o valor 1 se o indivíduo se declara preto ou pardo e 0 caso contrário; Sabe ler e escrever assume valor 1 se o indivíduo sabe ler e escrever e 0 caso contrário; Frequenta à escola assume o valor 1 se o indivíduo declara frequentar à escola e 0 caso contrário; a variável Anos de estudo indica a quantidade de anos de estudo completos pelo indivíduo; Idade na data da lei indica a idade do indivíduo na data da publicação

Tabela 1 – Estatísticas descritivas dos indivíduos que possuíam entre 13 e 15 anos em 1999

Variável	Observações	Média	Desvio-padrão
Mulher	14.829	0,50	0,50
Negro	14.827	0,54	0,50
Sabe ler e escrever	14.829	0,97	0,18
Frequenta à escola	14.829	0,90	0,30
Anos de estudo	14.785	5,16	2,08
Idade na data da lei	14.829	14,00	0,58
Anos de estudo do chefe da família	14.775	5,00	4,36
Idade do chefe da família	14.827	45,00	10,47
Chefe da família mulher	14.829	0,23	0,42
Força de Trabalho	14.819	0,28	0,45
Ocupação	14.819	0,23	0,42
Formal	14.819	0,01	0,08
Informal	14.819	0,22	0,42

Fonte: PNAD 1999

da emenda constitucional; Anos de estudos do chefe da família indica a quantidade de anos de estudos completos do chefe da família na qual o indivíduo pertence; Idade do chefe da família indica a idade do chefe da família na qual o indivíduo pertence; Chefe da família mulher assume o valor 1 se a chefe da família na qual o indivíduo pertence se declarar mulher e 0 caso se declare homem; Força de Trabalho assume o valor 1 se o indivíduo está na força de trabalho e 0 caso contrário; Ocupação assume o valor 1 se o indivíduo se declara ocupado e 0 caso contrário; Formal assume o valor 1 se o indivíduo é um trabalhador formal e 0 caso contrário; e Informal assume o valor 1 se o indivíduo é um trabalhador informal e 0 caso contrário.

A Tabela 2 apresenta as médias das observações divididas entre grupo de tratamento e grupo controle. O grupo de tratamento é formado por jovens que tinham entre 13 e 14 anos na data da publicação da emenda constitucional, ou seja, aqueles indivíduos que só poderão trabalhar quando completarem 16 anos. Já o grupo de controle é formado por indivíduos que já haviam completado 14 anos na data da publicação da emenda, ou seja, eram elegíveis a trabalhar mesmo antes de completarem 16 anos. A idade do indivíduo na data da publicação foi calculada comparando a data de nascimento informada na PNAD com o dia 15 de dezembro de 1998.

Destaca-se que, comparando os indivíduos de 13 a 15 anos na data da publicação da emenda constitucional, o grupo de tratamento tem menor participação na força de trabalho e está menos ocupado, tanto em ocupações formais, quanto em ocupações informais. Porém nota-se que há diferença também em algumas variáveis confundidoras com anos de estudo, indicando que esses indivíduos, além de mais velhos, podem estar em diferentes anos escolares.

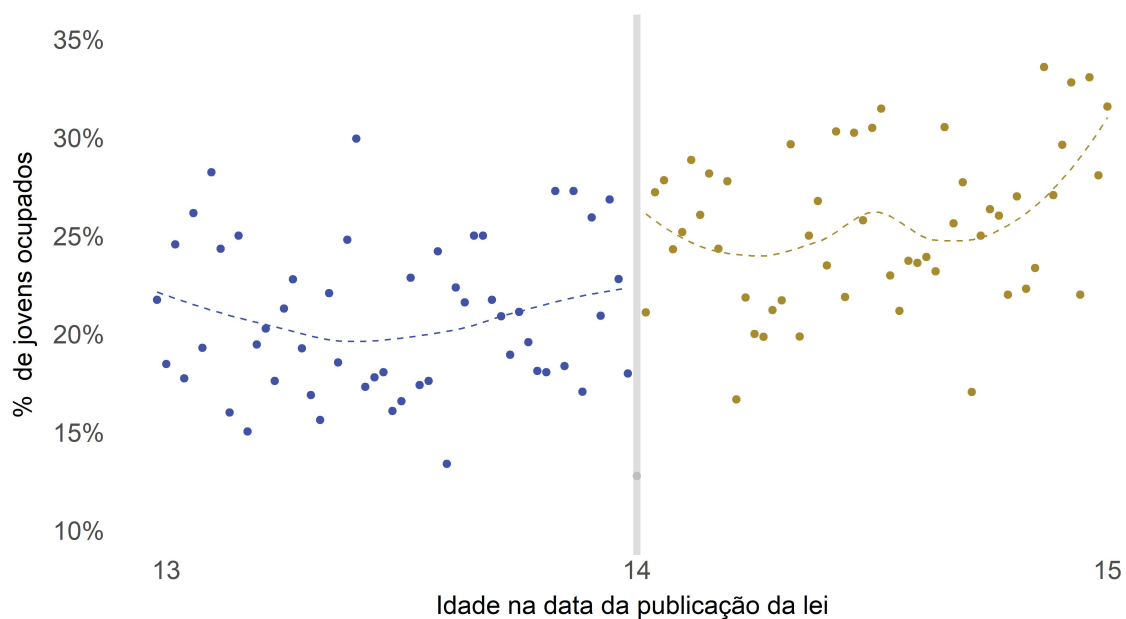
Tabela 2 – Estatísticas descritivas dos indivíduos que possuíam entre 13 e 15 anos em 1999 por grupo de tratamento e de controle

Variável	Média		Diferença
	Tratamento	Controle	
Mulher	0,50	0,50	-0,01
Negro	0,54	0,53	0,01
Sabe ler e escrever	0,96	0,97	-0,00
Frequenta a escola	0,92	0,88	0,05
Anos de estudo	4,83	5,48	-0,65
Idade na data da lei	13,50	14,50	-1,00
Anos de estudo do chefe da família	5,02	4,98	0,04
Idade do chefe da família	44,80	45,25	-0,49
Chefe da família mulher	0,23	0,24	-0,02
Força de Trabalho	0,24	0,32	-0,07
Ocupação	0,21	0,25	-0,04
Formal	0,00	0,01	-0,01
Informal	0,21	0,24	-0,04

Fonte: PNAD 1999

A Figura 1 mostra a relação entre o percentual de jovens ocupados e a idade em que o jovem tinha na data da publicação da lei. As idades foram agrupadas em semanas. Note que o grupo de tratamento são os indivíduos a esquerda do gráfico (pontos em azul), aqueles que possuíam menos de 14 anos quando a emenda constitucional foi publicada. O ponto em cinza, são jovens que completaram 14 anos na mesma semana do dia 15 de dezembro de 1998, ou seja, fizeram aniversário no dia 15 ou três dias antes ou depois. Pela proximidade do aniversário com a data da publicação, esses jovens serão excluídos da análise. Assim como realizado por [Thomas et al. \(2020\)](#), em um artigo que examina os efeitos da eletrificação na Índia a partir da distância em relação a postes de rede elétrica, retiramos os pontos mais próximos ao *cutoff*, pois notícias relacionadas a publicação da lei impacto na decisão das empresas de contratarem jovens com data de nascimento próxima a data de corte. Essa estratégia aumenta a proporção de *compliers* na análise.

Figura 1 – Percentual de jovens ocupados por idade na data da publicação da lei - 1999



Fonte: PNAD 1999. Elaboração própria

3 Metodologia

3.1 Modelo de regressão descontínua (RDD)

Modelos de regressão descontínua têm sido amplamente usados para identificar efeitos causais desde sua concepção por [Thistlethwaite e Campbell \(1960\)](#). O modelo parte do suposto que o mecanismo de atribuição de um tratamento é relacionado com uma covariada, que chamaremos de variável *running* ou de *score*. Indivíduos recebem o tratamento se o valor assumido pela variável *running* for maior ou menor do que um determinado valor fixo, denominado por *cutoff*. A estratégia de identificação se utiliza do fato do valor da variável *running* não ser relacionado com confundidores e, com isso, uma variação na atribuição ao tratamento associada a variável *running* expurga os efeitos de possíveis confundidores.

A abordagem convencional de inferência utilizando modelos de regressão descontínua comumente utiliza observações próximas do *cutoff* para fazer extrapolações, geralmente estimações não-paramétricas do efeito do tratamento. Assumindo que a expectativa condicional do produto potencial é contínua no *cutoff*, a diferença do efeito estimado utilizando observações de um lado e de outro do *cutoff* é atribuída à diferença na atribuição do tratamento.

Existem alguns estudos sobre a alteração da idade mínima para trabalhar utilizando modelos de regressão em descontinuidade: [Oliveira e Machado \(2020\)](#) uma abordagem convencional de inferência para um modelo de regressão em descontinuidade. Já [Piza e Souza \(2017\)](#), para capturar possíveis confundidores, realizam duas estimações distintas em um modelo de diferenças em diferenças: a primeira utiliza como contrafactual indivíduos da mesma idade, mas de coortes diferentes - grupo de tratamento são indivíduos que completaram 14 anos no primeiro semestre de 1998 e o grupo de controle é formado por indivíduos que completaram 14 anos no segundo semestre de 1997. Já a segunda estimação tem como contrafactual indivíduos de idades diferentes mas pertencentes à mesma coorte. Como são utilizados controles de idade linearmente, a primeira diferença do modelo pode ser considerada como um regressão paramétrica em descontinuidade. Os mesmos autores utilizam extrapolações paramétricas e não paramétricas para estimar os efeitos de curto e longo prazo da mudança da constituição ([PIZA; SOUZA, 2016](#)).

[Cattaneo, Frandsen e Titiunik \(2015\)](#) desenvolveram uma abordagem baseada na interpretação de que observações suficientemente perto do *cutoff* podem ser consideradas como aleatórias no que diz respeito à atribuição de tratamento. A inferência por randomização (*randomization inference*) analisa modelos de regressão em descontinuidade como

experimentos em que o tratamento é atribuído de forma aleatória. Para isso os autores definem uma série de hipóteses, que veremos a seguir, nas quais os modelos de regressão em descontinuidade podem ser analisados a partir da abordagem por eles desenvolvida.

3.2 Inferência por randomização

Seja R_i o valor da variável *running* para a observação i e seja r_0 o valor pré-determinado do *cutoff*, tal que $Z_i = \mathbf{1}(R_i \geq r_0)$. Neste caso, se $Z_i = 1$ a observação recebe o tratamento e se $Z_i = 0$ a observação não recebe o tratamento. Denota-se por $y_i(\mathbf{r})$ o produto potencial da observação i , em que \mathbf{r} é um dado vetor de valores assumidos pela variável *running*. E seja $W_0 = [\underline{r}, \bar{r}]$ uma janela do suporte da variável *running* que contém r_0 .

A principal hipótese que precisamos assumir é:

Hipótese 1: Randomização local. Existe uma janela $W_0 = [\underline{r}, \bar{r}]$, com $\underline{r} < r_0 < \bar{r}$, tal que para todo i com $R_i \in W_0$:

- a) $F_{R_i|R_i \in W_0}(r) = F(r)$, e;
- b) $y_i(\mathbf{r}) = y_i(\mathbf{z}_{W_0})$ para todo \mathbf{r} ,

onde $F_{R_i|R_i \in W_0}(r)$ é a função de distribuição condicional de R_i dado que $R_i \in W_0$ para cada i .

Pela hipótese 1 temos que a distribuição da variável *running* é igual para todas as observações dentro da janela W_0 , ou seja, os valores das observações podem ser considerados como sendo atribuídos aleatoriamente dentro da janela. Além disso, a hipótese também nos diz que o produto potencial das observações pertencentes a W_0 dependem da variável *running* apenas através da sua posição em relação ao *cutoff* e não do valor em si assumido por ela.

A hipótese tem como implicação que dentro de W_0 as funções de distribuição são constantes em r_0 . Como a atribuição do tratamento não depende do produto potencial, comparações entre produtos podem ter uma interpretação causal.

Com a hipótese 1 e a definição de um mecanismo de atribuição ao tratamento que define o processo de geração de dados é possível realizar um teste de efeito nulo do tratamento. A distribuição de qualquer teste estatístico é conhecida, visto que depende somente da distribuição do tratamento, definida pelo mecanismo de atribuição, e da distribuição do produto potencial, que sob a hipótese de efeito nulo é um valor fixo.

Para a construção de intervalos de confiança e estimações locais do efeito do

tratamento precisamos de hipóteses adicionais. A primeira delas nos diz que o produto potencial de cada observação depende apenas do tratamento ter ou não sido atribuído a ela.

Hipótese 2: SUTVA - Estabilidade do efeito causal. Para todo i com $R_i \in W_0$: se $z_i = \tilde{z}_i$, então $y_i(\mathbf{z}_{W_0}) = y_i(\tilde{\mathbf{z}}_{W_0})$

Juntamente com a hipótese 1, a hipótese 2 nos permite encontrar o efeito do tratamento a partir de inferências sobre a distribuição da população. Estimções locais são possíveis com a utilização de um modelo paramétrico.

Hipótese 3: Modelo de efeito local do tratamento constante. Para todo i com $R_i \in W_0$: se $y_i(1) = y_i(0) + \tau$, para algum $\tau \in \mathbb{R}$

Supondo $\tau = \tau_0$, podemos realizar um teste de hipóteses utilizando as observações preditas. Intervalos de confiança podem ser calculados a partir de todos os valores de τ_0 tais que o teste $\tau = \tau_0$ não são rejeitados. Já uma estimação local do tipo Hodges-Lehmann é construída a partir do valor de τ_0 tal que o teste estatístico é igual ao esperado sob a hipótese nula.

3.3 Determinação da janela

Cattaneo, Frandsen e Titiunik (2015) oferecem também uma metodologia para escolher a janela W_0 baseada em covariadas, na qual assume-se para cada observação que existe uma variável $x_i(\mathbf{r})$ que não é correlacionada com a variável *running* dentro de W_0 , mas é relacionada fora de W_0 .

Hipótese 4: Efeito nulo do tratamento para covariada. Para todo i com $R_i \in W_0$: a covariada $x_i(\mathbf{r})$ satisfaz $x_i(\mathbf{r}) = x_i(\mathbf{z}_{W_0}) = x_i$ para todo \mathbf{r}

A hipótese 4 nos diz que o tratamento não pode ser afetado pela covariada x_i em W_0 . Já a hipótese 5, descrita abaixo, trata de explicitar a relação entre a covariada e a variável *running* fora de W_0 .

Hipótese 5: Associação entre variável *running* e covariada fora de W_0 . Para todo i com $R_i \in \tilde{W}$ e para todo $r \in \tilde{W}$: a covariada $x_i(\mathbf{r})$ satisfaz $x_i(\mathbf{r}) = x_i(\mathbf{z}_{W_0}) = x_i$ para todo \mathbf{r}

a) $F_{R_i|R_i \in \tilde{W}}(r) = F(r; x_i(r))$, e;

b) para todo $j \neq k$, ou (i) $x_j > x_k \implies F(r; x_j) < F(r; x_k)$ ou (ii) $x_j > x_k \implies F(r; x_j) > F(r; x_k)$.

As análises deste estudo serão feitas conforme descrito por Cattaneo, Idrobo e Titiunik (2023) utilizando o R (R CORE TEAM, 2022). Para a escolha da janela utilizaremos o pacote rdlocrand (CATTANEO; TITIUNIK; VAZQUEZ-BARE, 2022) e para as estimações, o pacote rdrobust (CALONICO et al., 2022).

O objetivo deste trabalho é verificar o impacto da diminuição da idade mínima para trabalhar em diferentes produtos referentes à participação do jovem no mercado de trabalho: presença do jovem na força de trabalho, taxa de ocupação participação em ocupações formais e em ocupações informais.

Consideraremos a idade do indivíduo como a variável *running*, visto que o tratamento depende da idade do indivíduo na data da publicação da emenda constitucional. A hipótese de restrição que permite a identificação do estimador é que indivíduos que completaram 14 anos antes ou depois de 15 de dezembro de 1998, em uma janela específica que queremos determinar, só se diferenciam por terem idades diferentes e pelo efeito da lei. Uma possível violação desta hipótese ocorreria se houvesse a possibilidade de manipulação da data de nascimento de um indivíduo para que fosse permitido trabalhar formalmente, mesmo sem ter completado 16 anos e nascido após 15 de dezembro de 1984. Entretanto, a data de nascimento não é uma variável facilmente manipulável, pelo menos não após o registro em cartório, e não existem incentivos para mentir a data de nascimento durante as entrevistas da PNAD, portanto, não parece plausível a hipótese de que a variável *running* poderia ter sido manipulada. Para analisar essa possível violação foi realizado um teste binomial e foi rejeitada a hipótese alternativa de que a probabilidade de nascer depois de 15 de dezembro de 1984.¹

Para a escolha da janela, utilizaremos a quantidade de anos de estudos completos pelo indivíduo como covariada. Como a PNAD de 1999 foi realizada no mês de setembro, mesmo com a mudança na idade de trabalhar podendo afetar a frequência escolar e portanto a quantidade de anos de estudo, esse efeito só seria perceptível ao final do período letivo, já que a variável diz respeito à quantidade de anos de estudos completos. Com isso, podemos dizer que a covariada atende a hipótese 4 de efeito nulo do tratamento para a covariada. Além disso, é possível pensar em uma associação entre a covariada e a variável *running* fora da janela W_0 , atendendo a hipótese 5, visto que, para jovens na faixa de idade entre 13 e 15 anos, quanto maior a idade do indivíduo maior a quantidade de anos de estudos completos.

¹ O teste binomial considerando indivíduos de 13 a 15 anos na data da publicação da lei apresentou coeficiente no valor de 0,4946 e p-valor igual a 0,1977. Rejeitando a hipótese da probabilidade de sucesso ser diferente de 0,5 considerando um intervalo de confiança de 95%.

A metodologia sugerida por Cattaneo, Idrobo e Titiunik (2023) para encontrar a janela ótima, parte de uma janela de tamanho mínimo escolhida pelo pesquisador e calcula o efeito do tratamento sobre a covariada escolhida. Caso não seja encontrado efeito significativo, aumenta-se o tamanho da janela em 1 unidade e calcula-se novamente o efeito do tratamento. A janela selecionada é aquela imediatamente anterior à janela de menor tamanho a apresentar efeito significativo do tratamento sobre a covariada. Para esse exercício, escolhemos iniciar na menor janela possível, que considera indivíduos que completaram 14 anos 1 semana antes e 1 semana depois da publicação da emenda. Além disso, como sugerido por Cattaneo, Frandsen e Titiunik (2015), escolhemos rejeitar a hipótese alternativa de que há efeito do tratamento sobre a covariada a um nível de significância inferior a 15%, um valor conservador para o exercício.

Conforme a Tabela 3, vemos que a janela ótima considera indivíduos que completaram 14 anos entre 10 semanas antes e 10 semanas depois de 15 de dezembro de 1998. Dentro desta janela podemos ver que não há efeito do tratamento sobre a covariada, porém há indícios de que há relação entre covariada e variável *running* fora dela, dado que quanto mais se aumenta o tamanho da janela, mais significativo se torna o impacto observado.

Com a janela definida realizamos novamente um teste binomial considerando somente indivíduos dentro da janela ótima escolhida para verificar a hipótese alternativa de que a probabilidade de um indivíduo completar 14 anos antes da data da publicação da lei é diferente da probabilidade de completar 14 anos depois. O teste rejeita a hipótese alternativa, o coeficiente de sucesso estimado foi de 0,4985, com p-valor igual a 0,8935. Indicando que a probabilidade de estar a esquerda do ponto de corte não é diferente de 50%.

Outro teste realizado para verificar a qualidade da janela escolhida foi o de balanço de covariadas. Como podemos ver na Tabela 4, não há evidências de que os indivíduos dentro da janela escolhida que completaram 14 anos antes da emenda ser publicada apresentem características distintas dos indivíduos que completaram 14 anos depois da publicação.

Tabela 3 – P-valores referentes ao teste de efeito nulo do tratamento sobre a covariada

p-valor	Obs< c	Obs>=c	w_esq	w_dir
0,535	109	280	-1	1
0,470	244	416	-2	2
0,696	359	565	-3	3
0,375	503	693	-4	4
0,270	634	828	-5	5
0,736	783	955	-6	6
0,259	924	1.087	-7	7
0,240	1.066	1.234	-8	8
0,326	1.218	1.366	-9	9
0,307	1.362	1.510	-10	10
0,146	1.500	1.659	-11	11
0,155	1.651	1.802	-12	12
0,119	1.816	1.942	-13	13
0,042	1.946	2.073	-14	14
0,028	2.078	2.207	-15	15
0,004	2.206	2.345	-16	16
0,001	2.351	2.508	-17	17
0,002	2.502	2.639	-18	18
0,000	2.654	2.763	-19	19
0,000	2.780	2.915	-20	20

c é o *cutoff*, igual a 0 nesse exercício; w_esq e w_dir representam os limites da janela em quantidade de semanas em que o indivíduo completou 14 anos após a data da publicação da emenda. Não são considerados os indivíduos que completaram 14 anos na mesma semana da publicação.

Tabela 4 – Teste de balanço de covariadas na janela escolhida

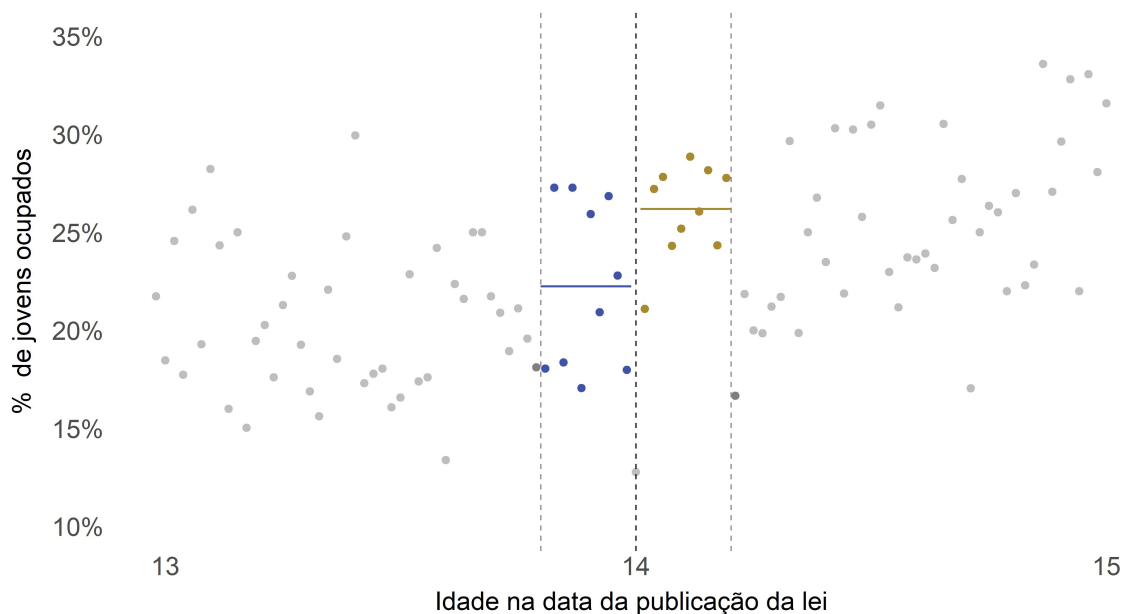
Covariada	Coefficiente	p-valor
Mulher	0,00	0,850
Negro	-0,03	0,193
Domicílio rural	0,00	0,966
Sabe ler e escrever	0,01	0,403
Anos de estudo do chefe da família	0,08	0,655
Idade do chefe da família	-0,57	0,143
Chefe da família mulher	-0,01	0,666

A janela escolhida contempla indivíduos que completaram 14 anos entre 10 semanas antes e 10 semana depois da publicação da lei de alteração da idade mínima permitida para trabalhar. São desconsiderados indivíduos que completaram 14 anos na semana da publicação da lei.

4 Resultados

A Figura 2 abaixo ilustra as observações utilizadas para o cálculo do estimador sobre a ocupação dos jovens. O número total de observações dentro da janela considerada é de 2.743 jovens, sendo que 1.363 fazem parte do grupo controle e 1.371 do grupo de tratamento.

Figura 2 – Percentual de jovens ocupados por idade na data da publicação da lei - 1999



Fonte: PNAD 1999. Elaboração própria

A Tabela 5 contém os estimadores e p-valores calculados a partir da inferência por randomização para presença na força de trabalho, taxa de ocupação, taxa de ocupação em trabalhos formais e taxa de ocupação em trabalhos informais.

A estimação local indica que jovens que completaram 14 anos depois da publicação da lei participavam menos da força de trabalho após pouco menos de um ano em comparação com aqueles que completaram 14 anos antes da publicação da lei. Essa diferença é de 5,3 pontos percentuais e estatisticamente significativa. Enquanto 31,5% dos jovens do grupo de controle estavam presentes na força de trabalho, para o grupo de controle esse valor participação era de 26,2%. O mesmo efeito ocorre quando olhamos para a taxa de ocupação dos jovens, que é 3,9 pontos percentuais menor para aqueles que completaram 14 anos após a publicação da lei, que apresentam uma média de 22,2% ocupados.

Porém, diferentemente do esperado, essa redução ocorre principalmente no mercado informal, em que jovens impactados pela alteração da lei estão 3,7 pontos percentuais menos empregados em ocupações informais, 21,8% contra 25,5% de jovens do grupo

Tabela 5 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre a participação de jovens no mercado de trabalho

Variável	Coefficiente	p-valor
Força de Trabalho	-0,053	0,003***
Ocupação	-0,039	0,015**
Formal	-0,002	0,458
Informal	-0,037	0,020**

*** significante a 1%, ** significante a 5% e * significante a 10%. **Nota:** Resultado obtido através dos dados da PNAD 1999. Estimador Hodges-Lehmann. Assumiu-se mecanismo de randomização do tratamento aleatório (*fixed margins randomization*). P-valores correspondem ao teste de efeito nulo do tratamento. A janela utilizada compreende indivíduos que completaram 14 anos entre 10 semanas antes e 10 semanas depois da data da publicação da emenda constitucional que altera o valor da idade mínima para se trabalhar, excluindo indivíduos que completaram 14 anos na mesma semana da publicação da emenda. A janela foi definida com base no mecanismo desenvolvido por Cattaneo et al. (2015).

de controle. Para o mercado informal a diferença é de 0,2 pontos percentuais e não é estatisticamente significativa.

Para aprofundar o entendimento do impacto da alteração da idade mínima para se trabalhar, realizamos alguns recortes de sexo, cor ou raça e localidade do domicílio dos indivíduos e os resultados serão mostrados abaixo.

4.1 Robustez

Além dos testes realizados anteriormente relativos ao balanço de covariadas e a aleatoriedade da variável *running*, mostraremos estimadores do impacto da alteração da lei sobre a ocupação dos jovens alterando o tamanho da janela considerada e o valor do *cutoff*.

A Tabela 6 traz os valores do estimador para ocupação, os p-valores do teste de efeito nulo e o número de observações consideradas no grupo de tratamento e controle variando o tamanho da janela. Iniciamos considerando apenas indivíduos que completaram 14 anos entre 1 semana antes ou depois da publicação da lei até uma janela que considera indivíduos que fizeram aniversário de 14 anos 15 semanas antes ou 15 semanas depois da lei. Note que todos os coeficientes apresentam valores negativos indicando uma menor taxa de ocupação do tratados entre 2,3 e 4,1 pontos percentuais. Porém, com exceção da janela que compreende indivíduos que fizeram aniversário 6 semana antes ou 6 semanas depois da publicação da lei, os estimadores só são estatisticamente diferentes de 0 a partir da

janela de 8 semana. E conforme visto anteriormente, a partir da janela de 11 semanas, não podemos assumir que os indivíduos são semelhantes, pois não podemos rejeitar a hipótese de que os indivíduos apresentam anos de estudos completos diferentes entre tratamento e controle.

Tabela 6 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre ocupação para diferentes janelas

Janelas	Coefficiente	p-valor	n. controles	n. tratados
[-1,1]	-0,033	0,495	108	139
[-2,2]	-0,042	0,302	244	275
[-3,3]	-0,030	0,342	359	424
[-4,4]	-0,030	0,244	503	553
[-5,5]	-0,023	0,343	634	688
[-6,6]	-0,039	0,082*	783	816
[-7,7]	-0,032	0,116	925	948
[-8,8]	-0,041	0,034**	1067	1095
[-9,9]	-0,033	0,054*	1219	1227
[-10,10]	-0,039	0,015**	1363	1371
[-11,11]	-0,035	0,028**	1501	1520
[-12,12]	-0,033	0,027**	1652	1662
[-13,13]	-0,029	0,039**	1816	1804
[-14,14]	-0,028	0,044**	1947	1935
[-15,15]	-0,026	0,035**	2079	2069

*** significante a 1%, ** significante a 5% e * significante a 10%. **Nota:** Resultado obtido através dos dados da PNAD 1999. Estimador Hodges-Lehmann. Assumiu-se mecanismo de randomização do tratamento aleatório (*fixed margins randomization*). P-valores correspondem ao teste de efeito nulo do tratamento. As janelas excluem indivíduos que completaram 14 anos na mesma semana da publicação da emenda.

Outro teste realizado é chamado de teste de placebo para diferentes *cutoffs*. Realizamos as mesmas estimações alterando o valor do *cutoff*. Para evitar contaminação do efeito do tratamento, consideremos dois *cutoffs* distintos que nos permitem, para uma janela de mesmo tamanho da escolhida, considerar apenas observações tratadas ou apenas observações controle, de acordo com cada *cutoff*. A Tabela 7 mostra que os estimadores não são sinificamente diferentes de 0, como esperado, tanto considerando um *cutoff* 11 semanas anterior ou 11 semanas posterior ao *cutoff* que indica a semana da publicação da emenda constitucional.

4.2 Heterogeneidades

As tabelas 8 e 9 mostram os coeficientes calculados separando a população entre meninas e meninos, entre negros e não negros e entre jovens que vivem em região urbana e

Tabela 7 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre ocupação para diferentes cutoffs

Janelas	Cutoff	Coefficiente	p-valor
[1,21]	11	-0,015	0,356
[-21,-1]	- 11	0,024	0,146

*** significante a 1%, ** significante a 5% e * significante a 10%. **Nota:** Resultado obtido através dos dados da PNAD 1999. Estimador Hodges-Lehmann. Assumiu-se mecanismo de randomização do tratamento aleatório (*fixed margins randomization*). P-valores correspondem ao teste de efeito nulo do tratamento.

jovens que vivem em região rural. A janela utilizada foi a mesma considerada no exercício para a população total.

Nota-se que o efeito significativo do tratamento se concentra em meninos negros que residem em regiões urbanas. A média de participação na força de trabalho dos 275 meninos negros urbanos que completaram 14 anos antes da publicação da lei, ou seja, fazem parte do grupo de controle é de 35,6%. Para os 266 meninos negros urbanos que fazem parte do grupo de tratamento esse valor é 12 pontos percentuais menor: 23,7%.

Esse impacto também pode ser visto quando se trata da taxa de ocupação desses meninos: o grupo de tratamento tem uma taxa de ocupação 11 pontos percentuais menor, 18,8% contra 29,8% do grupo de controle. Podemos observar também que esse impacto sobre a ocupação se concentra no mercado informal. Enquanto 29,5% dos meninos negros urbanos que completaram 14 anos antes da publicação da emenda participam do mercado informal, esse número é de 18,8% se o aniversário de 14 anos foi posterior a alteração da idade mínima para trabalhar.

Os resultados das estimações realizadas considerando somente os recortes por sexo, por cor ou raça e por localidade de moradia, assim como os recortes cruzados de sexo e cor ou raça, e de sexo e localidade de moradia constam no Apêndice deste trabalho e indicam efeito negativo e estatisticamente significativo sobre a presença na força de trabalho, taxa de ocupação e participações em ocupações informais para meninos, meninos negros e meninos urbanos. Não há impactos estatisticamente significantes em outros recortes e sobre participação em ocupações formais. A única exceção aparece em relação ao impacto do tratamento para meninas não negras, aquelas que fizeram 14 anos após a publicação da lei participam da força de trabalho 5,4 pontos percentuais menos do que aquelas que não foram impactadas pela alteração na idade mínima para se trabalhar.

Tabela 8 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre a participação de jovens no mercado de trabalho - por cor ou raça e localidade de moradia de meninos

Variável	Coefficiente	p-valor	n. controles	n. tratados
A.Meninos negros rurais			104	95
Força de Trabalho	-0,069	0,389		
Ocupação	-0,072	0,344		
Formal	0,001	1,000		
Informal	-0,073	0,350		
B.Meninos não negros rurais			53	65
Força de Trabalho	0,006	1,000		
Ocupação	-0,055	0,562		
Formal	0,015	1,000		
Informal	-0,071	0,439		
C.Meninos negros urbanos			275	266
Força de Trabalho	-0,120	0,001***		
Ocupação	-0,110	0,005***		
Formal	-0,004	1,000		
Informal	-0,107	0,007***		
D.Meninos não negros urbanos			251	257
Força de Trabalho	-0,057	0,155		
Ocupação	-0,028	0,422		
Formal	-0,004	0,681		
Informal	-0,024	0,480		

*** significante a 1%, ** significante a 5% e * significante a 10%. **Nota:** Resultado obtido através dos dados da PNAD 1999. Estimador Hodges-Lehmann. Assumiu-se mecanismo de randomização do tratamento aleatório (*fixed margins randomization*). P-valores correspondem ao teste de efeito nulo do tratamento. A janela utilizada compreende indivíduos que completaram 14 anos entre 10 semanas antes e 10 semanas depois da data da publicação da emenda constitucional que altera o valor da idade mínima para se trabalhar, excluindo indivíduos que completaram 14 anos na mesma semana da publicação da emenda. A janela foi definida com base no mecanismo desenvolvido por Cattaneo et al. (2015).

4.3 Produtos derivados

Avaliamos também o efeito da alteração da idade mínima para trabalhar sobre a frequência escolar. Frequentar a escola necessita ao aluno dedicar tempo, que poderia ser utilizado para a realização de outra atividade, como por exemplo, estar alocado no mercado de trabalho. Barros et al. (2001) mostram que o custo de oportunidade entre trabalho e escola é significativo e, quanto maior a probabilidade de um jovem conseguir um emprego e quanto maior for o salário esperado, mais elevado é o custo em permanecer na escola e portanto maiores serão as chances desse estudante interromper sua educação.

A Tabela 10 mostra os coeficientes estimados do impacto da publicação da emenda constitucional sobre meninos negros que residem em áreas urbanas sobre a frequência escolar e sobre o percentual de jovens que só estudam, que só trabalham, que estudam e trabalham e que nem estudam, nem trabalham. Nessas estimativas consideramos trabalho

Tabela 9 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho - por cor ou raça e localidade de moradia de meninas

Variável	Coefficiente	p-valor	n. controles	n. tratados
A.Meninas negras rurais			75	88
Força de Trabalho	0,051	0,529		
Ocupação	0,064	0,420		
Formal	0,000	1,000		
Informal	0,064	0,420		
B.Meninas não negras rurais			70	63
Força de Trabalho	-0,127	0,138		
Ocupação	-0,129	0,125		
Formal	-0,014	1,000		
Informal	-0,114	0,194		
C.Meninas negras urbanas			276	254
Força de Trabalho	-0,030	0,351		
Ocupação	-0,005	0,886		
Formal	-0,007	0,493		
Informal	0,002	1,000		
D.Meninas não negras urbanas			259	283
Força de Trabalho	-0,027	0,378		
Ocupação	-0,012	0,661		
Formal	0,003	1,000		
Informal	-0,016	0,541		

*** significante a 1%, ** significante a 5% e * significante a 10%. **Nota:** Resultado obtido através dos dados da PNAD 1999. Estimador Hodges-Lehmann. Assumiu-se mecanismo de randomização do tratamento aleatório (*fixed margins randomization*). P-valores correspondem ao teste de efeito nulo do tratamento. A janela utilizada compreende indivíduos que completaram 14 anos entre 10 semanas antes e 10 semanas depois da data da publicação da emenda constitucional que altera o valor da idade mínima para se trabalhar, excluindo indivíduos que completaram 14 anos na mesma semana da publicação da emenda. A janela foi definida com base no mecanismo desenvolvido por Cattaneo et al. (2015).

como sinônimo para estar ocupado.

Pode-se notar que esse impacto é positivo e estatisticamente significativo sobre a frequência escolar. Meninos negros que residem em área urbana e que completaram 14 anos após a publicação da emenda constitucional frequentam à escola em 92,5% das vezes, 7 pontos percentuais a mais do que a frequência do grupo de controle.

Podemos ver também que o percentual de jovens que só estuda é 13 pontos percentuais maior no grupo de controle do que no grupo de tratamento: 76,3% contra 63,3%. Já em relação a jovens que só trabalham e que trabalham e estudam, o percentual é menor no grupo de meninos afetados pela lei. Dos jovens impactados, 2,6% só trabalham e 16,2% trabalham e estudam. Enquanto entre os jovens que completaram 14 anos antes da lei são 7,6% que só trabalham e 22,2% que trabalham e estudam. Não há impacto significativo sobre a participação de jovens que nem trabalham e nem estudam.

Tabela 10 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o produtos derivados - meninos negros urbanos - 1999

Variável	Coefficiente	p-valor	n. controles	n. tratados
A.Meninos negros urbanos				
Frequenta à escola	0,070	0,011**	276	267
Só estuda	0,130	0,002***	275	266
Só trabalha	-0,050	0,012**	275	266
Trabalha e estuda	-0,060	0,074*	275	266
Nem trabalha, nem estuda	-0,020	0,376	275	266

*** significante a 1%, ** significante a 5% e * significante a 10%. **Nota:** Resultado obtido através dos dados da PNAD 1999. Estimador Hodges-Lehmann. Assumiu-se mecanismo de randomização do tratamento aleatório (*fixed margins randomization*). P-valores correspondem ao teste de efeito nulo do tratamento. A janela utilizada compreende indivíduos que completaram 14 anos entre 10 semanas antes e 10 semanas depois da data da publicação da emenda constitucional que altera o valor da idade mínima para se trabalhar, excluindo indivíduos que completaram 14 anos na mesma semana da publicação da emenda. A janela foi definida com base no mecanismo desenvolvido por Cattaneo et al. (2015).

4.4 Efeitos sobre a família

Buscamos analisar também o efeito da alteração da idade mínima para trabalhar sobre os outros indivíduos que vivem no mesmo domicílio de meninos negros que residem em áreas urbanas. Como temos evidências de que esses meninos participam menos do mercado de trabalho do que os aqueles que completaram 14 anos antes da publicação da emenda, nossa hipótese é que deve haver uma alteração na relação com o mercado de trabalho de outros indivíduos do domicílio para substituir a menor participação desses jovens impactados pela lei.

Primeiramente, olhamos para os chefes do domicílio, pais e mães desses jovens. Além dos produtos observados anteriormente adicionamos a análise sobre a quantidade de horas semanais trabalhadas pelos indivíduos que trabalham e sobre a renda mensal dos indivíduos que trabalham.

As estimativas indicam uma maior participação dos chefes dos domicílios dos jovens impactados pela mudança na constituição em comparação com os chefes que não foram impactados. Enquanto chefes de domicílios de meninos do grupo de controle estão em 42,8% dos casos empregados em ocupações informais, esse valor é de 50,6% para chefes de jovens do grupo de tratamento.

Além disso, também podemos observar que as mães ocupadas de meninos impactados pela mudança na constituição trabalham em média 39 horas e 13 minutos por semana, 4 horas e 15 minutos a mais do que as mães ocupadas dos meninos não impactados pela alteração na idade mínima para se trabalhar. Entre os pais não vemos diferenças significantes.

A tabela 12 mostram esses mesmos resultados para irmãos mais velhos e que vivem

Tabela 11 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho de chefes de domicílios, pais e mães de meninos negros urbanos

Variável	Coefficiente	p-valor	n. controles	n. tratados
A.Chefe do domicílio				
Força de Trabalho	0,034	0,270	269	257
Ocupação	0,039	0,270	269	257
Formal	-0,039	0,357	269	257
Informal	0,078	0,072*	269	257
Horas de trabalho	-0,457	0,789	205	206
Renda	-R\$ 130,82	0,344	205	206
B.Mãe				
Força de Trabalho	0,015	0,784	236	217
Ocupação	0,009	0,931	236	217
Formal	-0,024	0,561	236	217
Informal	0,032	0,478	236	217
Horas de trabalho	4,275	0,060*	123	115
Renda	-R\$ 90,25	0,413	123	115
C.Pai				
Força de Trabalho	0,008	0,834	190	183
Ocupação	0,001	1,000	190	183
Formal	-0,035	0,497	190	183
Informal	0,036	0,529	190	183
Horas de trabalho	-1,315	0,431	167	161
Renda	-R\$ 198,34	0,206	167	161

*** significante a 1%, ** significante a 5% e * significante a 10%. **Nota:** Resultado obtido através dos dados da PNAD 1999. Estimador Hodges-Lehmann. Assumiu-se mecanismo de randomização do tratamento aleatório (*fixed margins randomization*). P-valores correspondem ao teste de efeito nulo do tratamento. A janela utilizada compreende indivíduos que completaram 14 anos entre 10 semanas antes e 10 semanas depois da data da publicação da emenda constitucional que altera o valor da idade mínima para se trabalhar, excluindo indivíduos que completaram 14 anos na mesma semana da publicação da emenda. A janela foi definida com base no mecanismo desenvolvido por Cattaneo et al. (2015).

no mesmo domicílio do jovem. Podemos ver que entre irmãos mais velhos que trabalham, aqueles impactados pela alteração da lei, ou seja, cujos irmãos mais novos completaram 14 anos após a publicação da emenda constitucional trabalham quase 4 horas e meia a mais do que os irmão mais velhos do grupo de controle. Enquanto estes trabalham quase 39 horas semanais em média, aqueles trabalham cerca de 43 horas e meia por semana.

Além disso, podemos observar também uma diferença em relação a renda mensal. Irmãos mais velhos do grupo de controle que trabalham recebem em média R\$261,64 por mês, enquanto irmãos mais velhos do grupo do tratamento recebem em média R\$ 130,04 a menos por mês. Podemos observar que, quando fazemos a análise separada entre irmãos homens e irmãs mulheres, os efeitos aparecem somente sobre os homens e com magnitude similar ao efeito encontrado quando não é realizada a separação.

Tabela 12 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho de irmãos mais velhos de meninos negros urbanos

Variável	Coefficiente	p-valor	n. controles	n. tratados
A.Irmão mais velho				
Força de Trabalho	-0,062	0,192	245	230
Ocupação	-0,046	0,374	245	230
Formal	-0,034	0,291	245	230
Informal	-0,012	0,856	245	230
Horas de trabalho	4,446	0,019**	122	104
Renda	R\$ 130,04	0,005***	122	104
B.Irmão mais velho - homem				
Força de Trabalho	-0,005	1,000	168	138
Ocupação	0,002	1,000	168	138
Formal	-0,038	0,393	168	138
Informal	0,039	0,559	168	138
Horas de trabalho	4,946	0,023**	91	75
Renda	R\$ 168,90	0,022**	91	75
C.Irmã mais velho - mulher				
Força de Trabalho	-0,109	0,181	77	92
Ocupação	-0,087	0,246	77	92
Formal	-0,019	0,832	77	92
Informal	-0,068	0,377	77	92
Horas de trabalho	3,274	0,437	31	29
Renda	R\$ 30,51	0,326	31	29

*** significante a 1%, ** significante a 5% e * significante a 10%. **Nota:** Resultado obtido através dos dados da PNAD 1999. Estimador Hodges-Lehmann. Assumiu-se mecanismo de randomização do tratamento aleatório (*fixed margins randomization*). P-valores correspondem ao teste de efeito nulo do tratamento. A janela utilizada compreende indivíduos que completaram 14 anos entre 10 semanas antes e 10 semanas depois da data da publicação da emenda constitucional que altera o valor da idade mínima para se trabalhar, excluindo indivíduos que completaram 14 anos na mesma semana da publicação da emenda. A janela foi definida com base no mecanismo desenvolvido por Cattaneo et al. (2015).

4.5 Persistência e efeitos de longo prazo

Os dados utilizados anteriormente eram referentes a PNAD realizada em 1999. A semana referência para a pesquisa era em setembro de 1999, portanto os indivíduos da janela, que completaram 14 anos entre 10 semanas antes e 10 semanas depois, tinham entre 14 anos e meio e 15 anos de idade. Para analisar a persistência desse resultados, olhamos para dados da PNAD de 2001, considerando a mesma coorte analisada: jovens que completaram 14 anos 10 semana antes ou 10 semanas depois da publicação da emenda constitucional. Na PNAD de 2001 esses jovens tinha entre 16 anos e meio e 17 anos de idade.

A Tabela 13 mostra os resultados dos coeficientes estimados para jovens negros pertencentes a janela considerada. Não é possível recuperar a localidade em que esses jovens residiam em 1999, dado a possibilidade de migração entre localidades rurais e localidades

urbanos, portanto restringimos a análise somente a jovens negros, sem considerar a localidade em que residiam.

Tabela 13 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho em 2001 - meninos negros

Variável	Coefficiente	p-valor
Força de Trabalho	-0,054	0,151
Ocupação	-0,073	0,031**
Formal	0,013	0,342
Informal	-0,086	0,013**
Frequenta a escola	0,046	0,123

*** significante a 1%, ** significante a 5% e * significante a 10%. **Nota:** Resultado obtido através dos dados da PNAD 1999. Estimador Hodges-Lehmann. Assumiu-se mecanismo de randomização do tratamento aleatório (*fixed margins randomization*). P-valores correspondem ao teste de efeito nulo do tratamento. A janela utilizada compreende indivíduos que completaram 14 anos entre 10 semanas antes e 10 semanas depois da data da publicação da emenda constitucional que altera o valor da idade mínima para se trabalhar, excluindo indivíduos que completaram 14 anos na mesma semana da publicação da emenda. A janela foi definida com base no mecanismo desenvolvido por Cattaneo et al. (2015).

Podemos observar que há uma persistência em relação aos efeitos sobre a ocupação e a participação em ocupações informais. 36,3% dos meninos negros do grupo de tratamento estão ocupados, 7,3 pontos percentuais menos do que os jovens do grupo de controle. Essa diferença é ainda maior quando levamos em consideração a participação no mercado informal: meninos que completaram 14 anos antes da alteração estão em 40,7% em ocupações informais, contra 32,1% dos meninos que completaram 14 anos após a publicação da emenda.

Vemos que o efeito anteriormente encontrado para presença na força de trabalho e para frequência escola aparecem na mesma direção do que quando analisamos os jovens em 2001, porém não são mais estatisticamente diferentes de zero.

Para avaliar os efeitos de longo prazo, consideramos os dados das PNADc de 2012 a 2022, ou seja, quando a corte que completou 14 anos em 1998 apresentava agora entre 28 e 38 anos. A Tabela 14 mostra os coeficientes calculados levando em consideração os dados de todos os anos conjuntamente. Para realizar essa análise variáveis *dummy* de ano como covariadas na regressão. Foram considerados apenas meninos negros para essa análise.

Os resultados não indicam diferenças estatisticamente diferente de zero para nenhum dos produtos avaliados, indicando que o efeito encontrado anteriormente se dissipam no longo prazo.

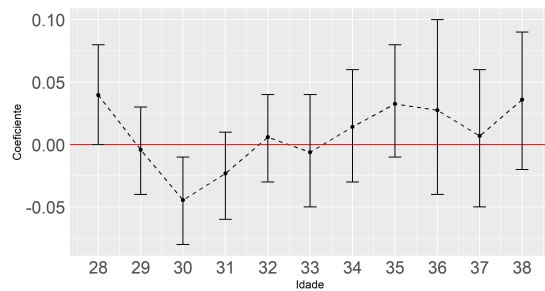
Tabela 14 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho e produtos derivados no longo prazo (2012-2022) - meninos negros

Variável	Coefficiente	p-valor
Força de Trabalho	0,007	0,344
Ocupação	0,000	1,000
Formal	0,005	0,661
Informal	-0,005	0,683
Renda	-34,660	0,450
Horas trabalhadas	0,149	0,622
Anos de estudo	-1,127	0,192
Chefe de família	0,018	0,159

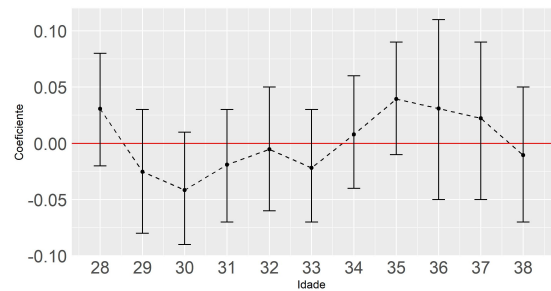
*** significante a 1%, ** significante a 5% e * significante a 10%. **Nota:** Resultado obtido através dos dados da PNADc de 2012 a 2022. Estimador Hodges-Lehmann. Assumi-se mecanismo de randomização do tratamento aleatório (*fixed margins randomization*). P-valores correspondem ao teste de efeito nulo do tratamento. A janela utilizada compreende indivíduos que completaram 14 anos entre 10 semanas antes e 10 semanas depois da data da publicação da emenda constitucional que altera o valor da idade mínima para se trabalhar, excluindo indivíduos que completaram 14 anos na mesma semana da publicação da emenda. A janela foi definida com base no mecanismo desenvolvido por Cattaneo et al. (2015).

Para analisar a trajetória desses efeitos a partir de 2012, calculamos os coeficientes estimados para cada um dos anos separadamente. A Figura 3 mostra os estimadores calculados e os intervalos de confiança a 95% para cada coeficiente. Podemos notar que são poucos os coeficientes estatisticamente significantes. Eles indicam um impacto negativo sobre a participação na força de trabalho quando esses jovens estão com 30 anos, ou seja, no ano de 2014, ano em que o Brasil apresentou as menores taxas de desocupação de toda a série histórica. E uma quantidade de anos de estudos completos menor para jovens impactados pela lei quando eles atingem 31 e 38 anos.

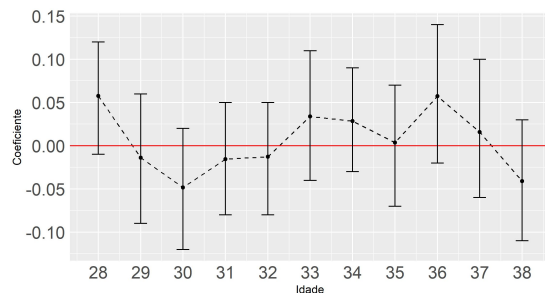
Figura 3 – Trajetórias dos estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar pela idade do jovens (2012 a 2022) - meninos negros



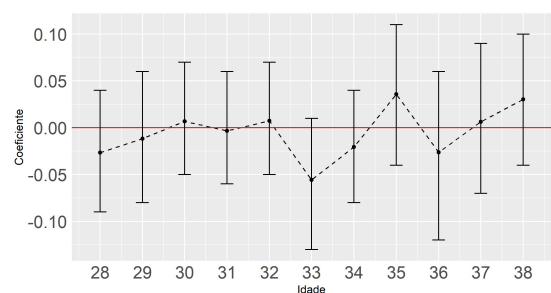
(a) Força de trabalho



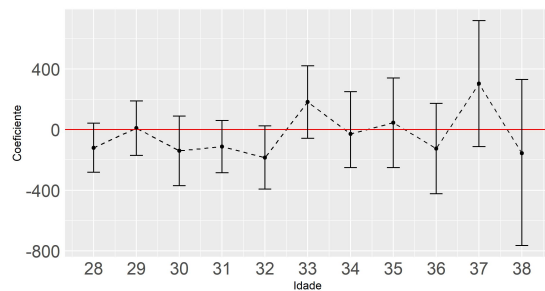
(b) Ocupação



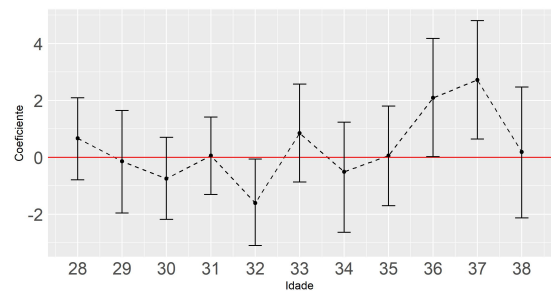
(c) Formal



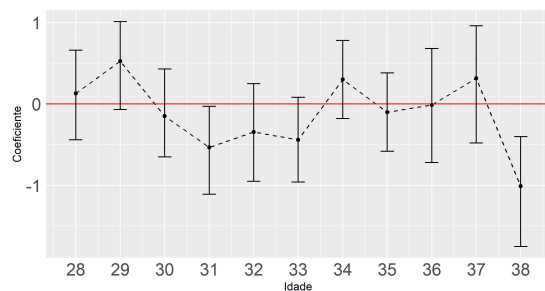
(d) Informal



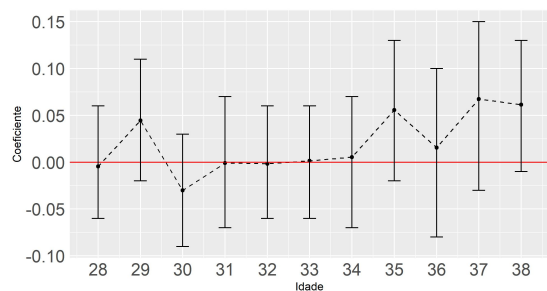
(e) Renda



(f) Horas trabalhadas



(g) Anos de estudo



(h) Chefe de família

Fonte: PNADc. Elaboração própria

5 Conclusão

O objeto de estudo deste trabalho é a alteração da idade mínima para trabalhar a partir da publicação da emenda constitucional número 20, publicada em 15 de dezembro de 1998 e que alterou de 14 para 16 a idade mínima permitida para obter um trabalho formal. A publicação da emenda criou uma coorte de jovens, que completaram 14 anos após a publicação e que, portanto, foram impedidos de entrar no mercado de trabalho. Com a utilização da metodologia de inferência por randomização em um modelo de regressão descontínua, calculamos estimadores que indicam que a coorte afetada pela alteração, essencialmente meninos negros que vivem em área urbanas, participa menos da força de trabalho, tem menores taxas de ocupação e está menos ocupada em trabalhos informais. Além disso, há indícios de que esses meninos têm maiores taxas de frequência escolar. Esses resultados são consistentes com os encontrados por [Piza e Souza \(2017\)](#) e [Oliveira e Machado \(2020\)](#).

Importante ressaltar primeiro, que os resultados encontrados neste estudo valem para a coorte em específico, e não podem ser extrapolados para outras coortes. E segundo, não se deve ler esses resultados como uma sugestão de política pública, visto que leis devem ser desenhadas levando-se em consideração políticas compensatórias e o contexto em que estão inseridas.

Dito isso, podemos notar que, apesar do debate sobre a eficácia e eficiência da política de proibição do trabalho infantil, o aumento da idade mínima para trabalhar teve impacto no sentido de diminuir a presença de jovens no mercado de trabalho e aumentar a frequência escolar. Entretanto, alguns pontos devem ser levados em consideração. Primeiro que o impacto é observado principalmente em meninos que residem em áreas urbanas. Apesar da maior incidências de trabalho infantil no mundo ocorrer sobre meninos, vimos também que grande parte está localizada em áreas rurais, nas quais não há evidências de impacto no Brasil com a publicação da emenda.

Podemos notar também um efeito gerado sobre os familiares dos meninos afetados pelo alteração na idade mínima. Chefes de domicílios participam mais do mercado informal, enquanto há um aumento na carga horária de mães e irmão mais velhos que trabalham. Esse resultado indica que a decisão do jovem trabalhar impacta no núcleo familiar e que os desenhos de políticas públicas para combater o trabalho infantil devem considerar estes efeitos.

Por último, há incorporações que podem ser realizadas em futuras pesquisas sobre o impacto da emenda constitucional e a proibição de trabalho por idade como política de combate ao trabalho infantil. A recuperação de informações sobre idade do primeiro

emprego dos indivíduos e do seu núcleo familiar ajudaria no refinamento das análises, principalmente sobre o efeito sobre os familiares no longo prazo. Entender o papel do trabalho na adolescência, qual a idade ótima para entrar no mercado de trabalho e quais são quais as ocupações que podem trazer benefícios para o desenvolvimento do jovem também são perguntas de grande importância.

Referências

- BARGAIN, Olivier; BOUTIN, Delphine. Minimum Age Regulation and Child Labor: New Evidence from Brazil. **World Bank Economic Review**, v. 35, n. 1, p. 234–260, 2021. DOI: [10.1093/wber/lhz047](https://doi.org/10.1093/wber/lhz047). Disponível em: <https://elibrary.worldbank.org/doi/abs/10.1093/wber/lhz047>. Citado 1 vez na página 13.
- BARROS, Ricardo Paes de et al. Determinantes do desempenho educacional no Brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2001. Citado 1 vez na página 30.
- BASU, Kaushik; VAN, Pham Hoang. The Economics of Child Labor. **The American Economic Review**, American Economic Association, v. 88, n. 3, p. 412–427, 1998. ISSN 00028282. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/116842>. Acesso em: 27 abr. 2023. Citado 1 vez na página 14.
- BHARADWAJ, Prashant; LAKDAWALA, Leah K; LI, Nicholas. Perverse Consequences of Well Intentioned Regulation: Evidence from India’s Child Labor Ban. **Journal of the European Economic Association**, v. 18, n. 3, p. 1158–1195, nov. 2019. ISSN 1542-4766. DOI: [10.1093/jeea/jvz059](https://doi.org/10.1093/jeea/jvz059). Disponível em: <https://doi.org/10.1093/jeea/jvz059>. Citado 1 vez na página 12.
- CALONICO, Sebastian et al. **rdrobust: Robust Data-Driven Statistical Inference in Regression-Discontinuity Designs**. [S.l.], 2022. R package version 2.1.1. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=rdrobust>. Citado 1 vez na página 23.
- CATTANEO, Matias D.; FRANDBSEN, Brigham R.; TITIUNIK, Rocío. **Journal of Causal Inference**, v. 3, n. 1, p. 1–24, 2015. DOI: [doi:10.1515/jci-2013-0010](https://doi.org/10.1515/jci-2013-0010). Disponível em: <https://doi.org/10.1515/jci-2013-0010>. Citado 6 vezes nas páginas 6, 7, 14, 20, 22, 24.
- CATTANEO, Matias D.; IDROBO, Nicolas; TITIUNIK, Rocio. **A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Extensions**. [S.l.: s.n.], 2023. arXiv: [2301.08958](https://arxiv.org/abs/2301.08958) [stat.ME]. Citado 2 vezes nas páginas 23, 24.
- CATTANEO, Matias D.; TITIUNIK, Rocio; VAZQUEZ-BARE, Gonzalo. **rdlocrand: Local Randomization Methods for RD Designs**. [S.l.], 2022. R package version 1.0. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=rdlocrand>. Citado 1 vez na página 23.
- DIMOVA, Ralitzka. The political economy of child labor. In: THE Handbook of Labor, Human Resources and Population Economics. [S.l.: s.n.], 2021. Citado 2 vez na página 12.

EMERSON, Patrick M.; PONCZEK, Vladimir; SOUZA, André Portela. Child Labor and Learning. **Economic Development and Cultural Change**, v. 65, n. 2, p. 265–296, 2017. DOI: [10.1086/688895](https://doi.org/10.1086/688895). Disponível em: <<https://doi.org/10.1086/688895>>. Citado 1 vez na página 12.

EMERSON, Patrick M.; SOUZA, André Portela. Is Child Labor Harmful? The Impact of Working Earlier in Life on Adult Earnings. **Economic Development and Cultural Change**, v. 59, n. 2, p. 345–385, 2011. DOI: [10.1086/657125](https://doi.org/10.1086/657125). Disponível em: <<https://doi.org/10.1086/657125>>. Citado 1 vez na página 12.

ILO, International Labour Organization. **Child Labour: global estimates 2020, trends and the road forward**. [S.l.], 2021. Disponível em: <https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/@ed_norm/@ipec/documents/publication/wcms_797515.pdf>. Citado 1 vez na página 12.

LEE, Chanyoung; ORAZEM, Peter. High school employment, school performance, and college entry. **Economics of Education Review**, v. 29, n. 1, p. 29–39, 2010. Disponível em: <<https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:ecoedu:v:29:y:2010:i:1:p:29-39>>. Citado 1 vez na página 12.

OLIVEIRA, Cristiano Aguiar de; MACHADO, Gabriel Costeira. The deterrent effects of Brazilian child labor law. **Revista de Estudos Empíricos em Direito**, v. 7, n. 3, p. 111–131, set. 2020. DOI: [10.19092/reed.v7i3.424](https://doi.org/10.19092/reed.v7i3.424). Disponível em: <<https://reedrevista.org/reed/article/view/424>>. Citado 3 vezes nas páginas 14, 20, 38.

PIZA, Caio; SOUZA, André Portela. **Short- and Long-Term Effects of a Child-Labor Ban**. [S.l.]: The World Bank, 2016. DOI: [10.1596/1813-9450-7796](https://doi.org/10.1596/1813-9450-7796). Disponível em: <<https://elibrary.worldbank.org/doi/abs/10.1596/1813-9450-7796>>. Citado 2 vezes nas páginas 13, 20.

_____. The Causal Impacts of Child Labor Law in Brazil: Some Preliminary Findings. **The World Bank Economic Review**, Oxford University Press, v. 30, s137–s144, 2017. ISSN 02586770, 1564698X. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/26365370>>. Acesso em: 26 abr. 2023. Citado 4 vezes nas páginas 13, 20, 38.

R CORE TEAM. **R: A Language and Environment for Statistical Computing**. Vienna, Austria, 2022. Disponível em: <<https://www.R-project.org/>>. Citado 1 vez na página 23.

THISTLETHWAITE, Donald L; CAMPBELL, Donald T. Regression-discontinuity analysis: An alternative to the ex post facto experiment. **Journal of Educational psychology**, American Psychological Association, v. 51, n. 6, p. 309, 1960. Citado 1 vez na página 20.

THOMAS, Daniel Robert et al. The effects of rural electrification in India: An instrumental variable approach at the household level. **Journal of Development Economics**, v. 146, p. 102520, 2020. ISSN 0304-3878. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2020.102520>. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S030438782030095X>. Citado 1 vez na página 18.

6 Apêndice

Tabela 15 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho - por sexo

Variável	Coefficiente	p-valor	n. controles	n. tratados
A.Meninos			683	683
Força de Trabalho	-0,076	0,002***		
Ocupação	-0,067	0,008***		
Formal	-0,001	1,000		
Informal	-0,066	0,012**		
B.Meninas			680	688
Força de Trabalho	-0,029	0,199		
Ocupação	-0,011	0,602		
Formal	-0,003	0,438		
Informal	-0,008	0,708		

*** significante a 1%, ** significante a 5% e * significante a 10%. **Nota:** Resultado obtido através dos dados da PNAD 1999. Estimador Hodges-Lehmann. Assumiu-se mecanismo de randomização do tratamento aleatório (*fixed margins randomization*). P-valores correspondem ao teste de efeito nulo do tratamento. A janela utilizada compreende indivíduos que completaram 14 anos entre 10 semanas antes e 10 semanas depois da data da publicação da emenda constitucional que altera o valor da idade mínima para se trabalhar, excluindo indivíduos que completaram 14 anos na mesma semana da publicação da emenda. A janela foi definida com base no mecanismo desenvolvido por Cattaneo et al. (2015).

Tabela 16 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho - por cor ou raça

Variável	Coefficiente	p-valor	n. controles	n. tratados
A.Negros			730	703
Força de Trabalho	-0,059	0,018**		
Ocupação	-0,044	0,057*		
Formal	-0,004	0,405		
Informal	-0,040	0,085*		
B.Não negros			633	668
Força de Trabalho	-0,043	0,075*		
Ocupação	-0,032	0,155		
Formal	0,000	1,000		
Informal	-0,031	0,149		

*** significante a 1%, ** significante a 5% e * significante a 10%. **Nota:** Resultado obtido através dos dados da PNAD 1999. Estimador Hodges-Lehmann. Assumiu-se mecanismo de randomização do tratamento aleatório (*fixed margins randomization*). P-valores correspondem ao teste de efeito nulo do tratamento. A janela utilizada compreende indivíduos que completaram 14 anos entre 10 semanas antes e 10 semanas depois da data da publicação da emenda constitucional que altera o valor da idade mínima para se trabalhar, excluindo indivíduos que completaram 14 anos na mesma semana da publicação da emenda. A janela foi definida com base no mecanismo desenvolvido por Cattaneo et al. (2015).

Tabela 17 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho - por localidade do domicílio

Variável	Coefficiente	p-valor	n. controles	n. tratados
A.Rural			302	311
Força de Trabalho	-0,035	0,410		
Ocupação	-0,045	0,274		
Formal	0,000	1,000		
Informal	-0,044	0,271		
B.Urbano			1061	1060
Força de Trabalho	-0,060	0,001***		
Ocupação	-0,040	0,013**		
Formal	-0,003	0,539		
Informal	-0,038	0,026**		

*** significante a 1%, ** significante a 5% e * significante a 10%. **Nota:** Resultado obtido através dos dados da PNAD 1999. Estimador Hodges-Lehmann. Assumiu-se mecanismo de randomização do tratamento aleatório (*fixed margins randomization*). P-valores correspondem ao teste de efeito nulo do tratamento. A janela utilizada compreende indivíduos que completaram 14 anos entre 10 semanas antes e 10 semanas depois da data da publicação da emenda constitucional que altera o valor da idade mínima para se trabalhar, excluindo indivíduos que completaram 14 anos na mesma semana da publicação da emenda. A janela foi definida com base no mecanismo desenvolvido por Cattaneo et al. (2015).

Tabela 18 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho - por sexo e cor ou raça

Variável	Coefficiente	p-valor	n. controles	n. tratados
A.Meninos negros			379	361
Força de Trabalho	-0,110	0,000***		
Ocupação	-0,105	0,002***		
Formal	-0,003	1,000		
Informal	-0,102	0,004***		
B.Meninos não negros			304	322
Força de Trabalho	-0,032	0,384		
Ocupação	-0,020	0,601		
Formal	-0,001	1,000		
Informal	-0,019	0,666		
C.Meninas negras			351	342
Força de Trabalho	-0,003	1,000		
Ocupação	0,022	0,470		
Formal	-0,006	0,490		
Informal	0,028	0,349		
D.Meninas não negras			329	346
Força de Trabalho	-0,054	0,065*		
Ocupação	-0,043	0,113		
Formal	0,000	1,000		
Informal	-0,043	0,110		

*** significativa a 1%, ** significativa a 5% e * significativa a 10%. **Nota:** Resultado obtido através dos dados da PNAD 1999. Estimador Hodges-Lehmann. Assumiu-se mecanismo de randomização do tratamento aleatório (*fixed margins randomization*). P-valores correspondem ao teste de efeito nulo do tratamento. A janela utilizada compreende indivíduos que completaram 14 anos entre 10 semanas antes e 10 semanas depois da data da publicação da emenda constitucional que altera o valor da idade mínima para se trabalhar, excluindo indivíduos que completaram 14 anos na mesma semana da publicação da emenda. A janela foi definida com base no mecanismo desenvolvido por Cattaneo et al. (2015).

Tabela 19 – Estimadores do impacto da alteração da idade mínima para trabalhar sobre o mercado de trabalho - por sexo e localidade do domicílio

Variável	Coefficiente	p-valor	n. controles	n. tratados
A.Meninos rural			157	160
Força de Trabalho	-0,038	0,461		
Ocupação	-0,063	0,275		
Formal	0,006	1,000		
Informal	-0,069	0,228		
B.Meninos urbano			526	523
Força de Trabalho	-0,090	0,002***		
Ocupação	-0,071	0,008***		
Formal	-0,004	0,695		
Informal	-0,067	0,008***		
C.Meninas rural			145	151
Força de Trabalho	-0,029	0,621		
Ocupação	-0,021	0,705		
Formal	-0,007	0,490		
Informal	-0,015	0,796		
D.Meninas urbano			535	537
Força de Trabalho	-0,030	0,191		
Ocupação	-0,010	0,622		
Formal	-0,002	0,703		
Informal	-0,008	0,703		

*** significante a 1%, ** significante a 5% e * significante a 10%. **Nota:** Resultado obtido através dos dados da PNAD 1999. Estimador Hodges-Lehmann. Assumiu-se mecanismo de randomização do tratamento aleatório (*fixed margins randomization*). P-valores correspondem ao teste de efeito nulo do tratamento. A janela utilizada compreende indivíduos que completaram 14 anos entre 10 semanas antes e 10 semanas depois da data da publicação da emenda constitucional que altera o valor da idade mínima para se trabalhar, excluindo indivíduos que completaram 14 anos na mesma semana da publicação da emenda. A janela foi definida com base no mecanismo desenvolvido por Cattaneo et al. (2015).