

Frequência e Progressão escolar no Brasil em resposta à pandemia do COVID-19

Nicole de Sousa Alves *

Orientador: Naercio Aquino Menezes Filho

5 de fevereiro de 2022

Resumo

A pandemia do COVID-19 trouxe importantes consequências econômicas e educacionais imediatas que têm potencial de se traduzir em prejuízos significativos para as crianças. Para compreender a abrangência do impacto de curto prazo do choque sobre a frequência escolar dos jovens brasileiros, comparamos, a partir de dados da PNAD Contínua, a diferença da frequência escolar dos jovens entre o 1º Trimestre de 2020 e o 1º Trimestre de 2021 e, em seguida, avaliamos potenciais determinantes.

O abandono escolar aumentou em 3% e cresceu mais intensamente entre alunos mais velhos, em ciclos escolares mais avançados, não brancos e com mães de menor escolaridade. O modelo probit indica que um aumento de 1% na renda per capita domiciliar do jovem diminui em 12,7% a probabilidade de abandono escolar e é estatisticamente significativa a 5%. Alunos mais velhos e no último ano de curso têm, em média, maior probabilidade de abandono escolar e ser mulher aumenta a probabilidade de abandonar a escola em 8,9 p.p. Nossos resultados sugerem que o efeito da crise variou dentre os alunos e algumas famílias podem não ter sido capazes de absorver o choque econômico de curto prazo com consequências educacionais para os jovens.

Classificação JEL: C25, I21, I24, I25.

Palavras-chave: covid-19, abandono escolar, frequência escolar, fechamento das escolas.

*FEA - Universidade de São Paulo. Email: nicole.alves@usp.br

Agradecimentos

Agradeço a Deus, primeiramente, que me deu força para concluir esta etapa de minha vida.

Gostaria de agradecer e dedicar esta dissertação a minha família, minha mãe Noelma que sempre me apoiou com tudo que eu precisava e sem ela com certeza nem teria recursos para seguir no curso. Aos amigos e Gabriel por todo apoio ao longo dessa jornada.

E ao professor Naercio, pela paciência na orientação e apoio durante o processo de construção desse trabalho.

Conteúdo

1	Capítulo 1	4
1.1	Introdução	4
1.2	Revisão da Literatura	5
2	Capítulo 2	10
2.1	Metodologia	10
2.1.1	Descrição da Base de Dados PNAD Contínua	11
2.1.2	Formação do painel e Tratamento inicial de dados	12
2.2	Estatística Descritiva	13
2.2.1	Características Gerais	13
2.2.2	Características Escolares	14
3	Capítulo 3	15
3.1	Resultados	15
3.1.1	Evolução da Frequência escolar	15
3.1.2	Possíveis Determinantes	21
3.2	Conclusão	31
	Apêndice	35

1 Capítulo 1

1.1 Introdução

As normas de distanciamento social associadas a eclosão da pandemia do COVID-19 e a seus riscos sociais e sanitários levaram ao fechamento de escolas em todo o mundo. De acordo com os dados do mapa de monitoramento interativo da [UNESCO \(2021\)](#), no final de março de 2020, em torno de 167 países fecharam escolas, total ou parcialmente, para conter a disseminação da COVID-19, atingindo cerca de 82,8% dos alunos de todo o mundo. Segundo dados da [UNESCO \(2020\)](#), devido a esse fechamento, em média, dois terços do ano acadêmico de 2020 foram afetados, sendo incerto o impacto sobre o aprendizado dos alunos.

Diferenças no rigor da quarentena, em sua duração e nas estratégias adotadas pelas famílias e escolas são apenas alguns dos fatores que poderão influenciar a trajetória desses alunos. [Almond et al. \(2018\)](#) contribuindo para a literatura que elucida como o capital humano é produzido nos primeiros anos de vida, concluem que, choques relativamente leves em estágios iniciais e essenciais da vida humana, como a primeira infância (período entre o nascimento e os 6 anos de idade) podem gerar alterações nos circuitos neuronais, dada à maior plasticidade do cérebro nesse estágio, e podem, assim, ter impactos negativos substanciais de longo prazo sobre os resultados das crianças.

Prevê-se que os encerramentos escolares possam reduzir a escolaridade e conduzir a perdas de rendimentos ao longo da vida dos alunos. [Psacharopoulos et al. \(2020\)](#) partindo do pressuposto de que cada ano adicional de escolaridade se traduz em 8% em rendimentos futuros, estimam uma perda importante em rendimentos marginais futuros com base em uma paralisação escolar de quatro meses, concluindo que os custos do fechamento de escolas durante a pandemia do COVID-19 podem ser preocupantes.

Cabe considerar que as estimativas de [Psacharopoulos et al. \(2020\)](#) foram conservadoras, supondo fechamentos que terminem após quatro meses, com a reabertura das escolas no novo ano letivo, e que a qualidade das escolas não seja afetada. Os dados da [UNESCO \(2020\)](#) demonstraram que, embora as escolas tenham estado totalmente fechadas por uma média de 3,5 meses (14 semanas) desde o início da pandemia, a duração dos fechamentos variou muito de região para região: na

América Latina e no Caribe, a média foi de até 5 meses (20 semanas) de fechamentos nacionais completos. No Brasil até o fim de março de 2021, a duração dos fechamentos, parciais e totais, foi de 44 semanas (em torno de 11 meses).

Mesmo um ano após o início da pandemia da COVID-19, mais de 200 milhões de estudantes ainda enfrentavam interrupções significativas em sua educação, com fechamentos escolares totais ou parciais em 40 países, de acordo com dados divulgados pela [UNESCO \(2021\)](#).

Tendo em vista esse contexto, para fins de formulação adequada de política públicas, é fundamental compreender como as consequências socioeconômicas da pandemia afetaram variáveis educacionais relevantes. Portanto, considerando o potencial efeito do choque no futuro das crianças, o presente trabalho buscará avaliar o efeito de curto prazo da crise sobre a frequência e a progressão escolar das crianças no Brasil durante 2020 e os primeiros trimestres de 2021. A seguir apresentaremos a revisão da literatura acerca dessa temática.

1.2 Revisão da Literatura

O impacto geral da pandemia do COVID-19 sobre os resultados educacionais dos alunos e das escolas que, em resposta à crise, migraram para o ensino online é, no momento, incerto. Além disso, é amplamente estabelecido que, na ausência de seguro formal e mecanismos de rede de segurança, as famílias, muitas vezes, recorrem a acordos informais durante a crise e estratégias destinadas a protegê-las de flutuações macroeconômicas e outros choques do mercado de trabalho, como discutido, por [Rosenzweig \(1988\)](#). Como exemplo, as famílias podem ser forçadas a vender seus ativos produtivos, realocar o tempo de membros saudáveis da família para atividades geradoras de renda e, possivelmente, diminuir seus investimentos no capital humano das crianças porque não podem fornecer nutrição adequada, cuidados de saúde, e escolaridade, como discutido, por exemplo, por [Jacoby and Skoufias \(1997\)](#) e [Skoufias \(2003\)](#). Uma consequência infeliz de tais estratégias é a possível transmissão da pobreza através das gerações devido ao esgotamento dos bens físicos da família, menor frequência escolar e uma queda no estoque geral de capital humano.

Inserido na literatura acerca da resposta à crise das decisões de alocação de investimento educacional familiar, [Funkhouser \(1999\)](#) buscando examinar a importância das condições econômicas em declínio nas decisões de frequência escolar, utiliza dados domiciliares anuais de 1980 à 1985,

de famílias com adolescentes de 12 à 17 anos, do Inquérito Nacional de Domicílios, Emprego e Desemprego realizado pela Direção-Geral de Estatística e Censos (DIGESTYC) da Costa Rica, que experimentou um rápido aumento na oferta de educação na década de 1970 e uma piora substancial no mercado de trabalho no início da década de 1980, para estimar um modelo de decisão de frequência escolar em forma reduzida que permite estimar os efeitos do choque sobre as variáveis domiciliares. Os efeitos de ano obtidos, usados para medir fatores cíclicos, mostram uma grande queda na frequência escolar, não explicada de outra forma pelas variáveis domiciliares incluídas entre os anos de recessão macroeconômica, 1981 à 1983. Além disso, as características do mercado de trabalho doméstico e as características dos adolescentes são determinantes significativos da frequência escolar dos adolescentes. De acordo com as estimativas, a frequência escolar desses alunos estaria positivamente relacionada à renda e negativamente relacionada ao emprego de outros membros da família.

Esse resultado está em linha com a conclusão obtida pelos autores [Thomas et al. \(2004\)](#) que analisam o caso da grande crise econômica e financeira de 1998 na Indonésia. [Thomas et al. \(2004\)](#) examinam o efeito desta crise sobre o comportamento das famílias e a educação da próxima geração, a partir de dados das pesquisas longitudinais de domicílios: Pesquisa de Vida Familiar da Indonésia (IFLS), em conjunto com uma série temporal da Pesquisa Nacional Socioeconômica (SUSENAS). [Thomas et al. \(2004\)](#) obtêm que, em média, os gastos das famílias com educação diminuíram, de forma mais dramática entre as famílias mais pobres. As reduções de gastos foram particularmente marcantes em famílias pobres com mais filhos pequenos, enquanto havia uma tendência de se proteger os gastos com educação em famílias pobres com mais filhos mais velhos. Assim, as famílias pobres aparentemente procuraram proteger os investimentos na escolarização das crianças mais velhas em detrimento da educação das crianças mais novas. O resultado obtido sugere que famílias vulneráveis têm opções limitadas para suavizar o bem-estar diante de um grande choque.

Na mesma linha análise, [Skoufias and Parker \(2006\)](#) utilizam dados individuais de um painel de famílias, durante o pico da crise do peso de 1994 no México, para investigar se a transição do chefe de família do sexo masculino para o desemprego está significativamente associado a uma maior probabilidade de participação de seu cônjuge e/ou filhos adolescentes na força de trabalho. Os resultados indicaram efeitos significativos de aumento na participação das esposas, mas nenhum efeito

na participação dos adolescentes na força de trabalho. Para as filhas adolescentes, o desemprego do pai tem um efeito significativamente negativo em sua frequência escolar, mas nenhum efeito em sua progressão de série condicionada à permanência na escola. Em resumo, as evidências obtidas por [Skoufias and Parker \(2006\)](#) sugerem que a maior parte do fardo do ajuste ao choque recai sobre as esposas e não sobre os filhos. Além disso, os resultados são consistentes com a interpretação de que o aumento da participação das esposas na força de trabalho pode isolar com sucesso o tempo alocado pelos meninos para a escola, mas não pelas meninas.

Em relação ao impacto do COVID-19 na perda de aprendizagem, no abandono escolar e nos custos econômicos em termos de rendimentos perdidos para crianças, [Khan and Ahmed \(2021\)](#) examinam essa questão através da análise do caso do Paquistão. Para tal, utilizaram dados representativos da pesquisa: Medições de padrões sociais e de vida do Paquistão (PSLM) de 2018 à 2019, contabilizando crianças entre 5 e 16 anos de idade, e estimando via modelo logit para a simulação da frequência infantil e as variáveis utilizadas na análise, como a renda familiar e outras características da criança e da família. O estudo constatou uma diminuição substancial na Aprendizagem Ajustada em Anos de Escolaridade (LAYS), mais intensa para meninas do que para meninos. Da mesma forma, o custo econômico agregado estimado chega a 107 bilhões de dólares quando ajustado para a utilização do capital humano. Em suma, a avaliação de [Khan and Ahmed \(2021\)](#) indica que o fechamento de escolas pode aumentar substancialmente a evasão e diminuir o aprendizado, o que afeta adversamente resultados importantes a longo prazo.

Em torno da mesma temática, [Chatterji and Li \(2021\)](#) estimam os efeitos da pandemia do COVID-19 sobre a matrícula escolar reportada pelos alunos usando uma amostra da Pesquisa da População Atual (CPS), Estados Unidos, de jovens de 16 a 18 anos de janeiro de 2010 a dezembro de 2020. As evidências iniciais do CPS sugerem que a pandemia reduziu a matrícula escolar em cerca de 2% durante abril de 2020, em comparação com o mesmo mês em anos anteriores. As magnitudes desses efeitos variaram amplamente e foram maiores entre os grupos desfavorecidos (estudantes mais velhos e entre adolescentes sem um membro da família com ensino superior). A matrícula escolar, no trabalho de [Chatterji and Li \(2021\)](#), pode capturar tanto a falta de frequência/engajamento quanto a evasão escolar e representa um indício de impacto negativo dos choques sobre essas variáveis.

Junto com os baixos níveis de rendimento educacional, o Brasil também sofre com o problema

severo e caro da repetência. Com essa problemática em mente, [Duryea \(1998\)](#), investiga se o esforço dos filhos nas tarefas escolares é diminuído quando os pais passam por um choque transitório na renda, usando um conjunto de dados em painel da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) de 1982 à 1995. Os resultados, obtidos por [Duryea \(1998\)](#), indicam um efeito negativo estimado do pai ficar desempregado durante o ano escolar sobre o desempenho da criança na série, controlando a educação dos pais e os ganhos iniciais. Este efeito é estatisticamente significativo para meninas e meninos. Um choque de desemprego por parte dos pais durante o ano escolar está associado a um declínio de 4 pontos percentuais na probabilidade de avanço de série para crianças de 10 à 15 anos. As estimativas implicam que o tempo das crianças é usado para amortecer choques econômicos de curto prazo para o agregado familiar, o que é consistente com modelos de educação que incorporam pressupostos de mercados de crédito imperfeitos.

A fim de identificar quais grupos de alunos estão mais expostos aos efeitos negativos da pandemia no Brasil, [Cavalcante et al. \(2020\)](#) analisaram os determinantes do acesso à internet, do desempenho em testes padronizados e do recebimento de atividades escolares para serem realizadas em casa durante o período de fechamento das escolas para estudantes dos ensinos fundamental, médio e superior. Resultados obtidos com modelos probabilísticos e de mínimos quadrados ordinários indicam que alunos de instituições públicas, de grupos socioeconômicos mais vulneráveis e de estados com pior desempenho nos testes padronizados possuíam menores condições de continuarem os seus estudos durante a pandemia.

[Cavalcante et al. \(2021\)](#) observaram que efetivamente o efeito do fechamento das escolas sobre as crianças no Brasil se deu de maneira desigual. Crianças pertencentes a famílias mais pobres tinham menor acessibilidade a materiais educacionais no formato digital. Os autores observam que crianças com parentes com menores níveis educacionais receberam menos atividades escolares para serem realizadas em casa proporcionalmente.

Apesar disso, [Cavalcante et al. \(2021\)](#) demonstram que o auxílio emergencial, programa de transferências de renda do governo, evitou que um número maior de domicílios em que vivem crianças entrasse nas condições de pobreza e extrema pobreza, além de conter o aumento da desigualdade entre essas famílias. Esse resultado está em linha com o observado por [Flamini et al. \(2021\)](#), a pobreza e o índice de Gini teriam aumentado acentuadamente devido ao choque imediato,

para cerca de 13,9% e 0,58 (maio 2020), respectivamente, em comparação com cerca de 4,7% e 0,53 (níveis pré-COVID). O amplo programa de transferência de renda do governo mais do que compensou as perdas de renda do trabalho reduzindo a pobreza e a desigualdade de renda para 4,4% e 0,51, respectivamente, abaixo dos níveis pré-COVID.

Duryea et al. (2007) investigam como famílias sob estresse econômico transferem o tempo das crianças fora da escola e dos estudos para emprego na força de trabalho. Para isso utilizaram dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Brasil de 1982 a 1999. Duryea et al. (2007) comparam domicílios em que o chefe de família do sexo masculino fica desempregado durante um período de quatro anos com famílias em que o chefe está continuamente empregado. As regressões probit indicaram que um choque de desemprego aumenta significativamente a probabilidade de uma criança entrar na força de trabalho, abandonar e deixar de progredir na escola. Os efeitos podem ser grandes, implicando em aumentos de até 50% na probabilidade de ingressar no mercado de trabalho para meninas de 16 anos. Os resultados sugerem que algumas famílias não são capazes de absorver choques econômicos de curto prazo, com consequências negativas para as crianças.

O efeito negativo do choque sobre a progressão escolar, resultado negativo mais comum observado por Duryea et al. (2007), tem consequências de longo prazo quase por definição e alunos que perdem um ano poderão enfrentar problemas adicionais em idades mais avançadas. Para o choque da pandemia do COVID-19, Cavalcante et al. (2020) observam que, quanto mais velho o aluno, menor a probabilidade de estar recebendo atividades escolares. Como consequência desse resultado, poderíamos ter um possível aumento da evasão escolar de estudantes mais velhos, uma vez que, além de já estarem atrasados no ensino em relação aos demais, esse grupo pode ser atraído com maior facilidade pelo mercado de trabalho.

Desse modo, o fechamento das escolas, a ausência ou diminuição do recebimento de atividades escolares para serem realizadas no domicílio e o aumento do custo de oportunidade de continuar estudando ao invés de trabalhar dada a crise podem afetar negativamente a motivação desses alunos. Assim, temos o risco desses jovens não retornarem para a escola mesmo com o retorno das aulas presenciais. Tendo em vista esse contexto, buscaremos compreender se isso de fato ocorreu durante 2020 e os primeiros trimestres de 2021 avaliando o efeito de curto prazo da crise sobre a frequência e a progressão escolar das crianças no Brasil.

2 Capítulo 2

2.1 Metodologia

Para esse trabalho realizaremos uma pesquisa empírica, composta por uma análise descritiva dos dados, a fim de investigar e documentar a evolução da variável educacional frequência escolar durante o período de interesse e por uma investigação de potenciais determinantes para as tendências encontradas por meio do modelo probit. Utilizaremos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua) trimestral e consideraremos todos os trimestres de 2020 e o primeiro trimestre de 2021. Os indivíduos analisados serão jovens de 6 à 18 anos de idade do 1º Trimestre de 2020, respondendo a primeira entrevista da PNAD, até o 1º Trimestre de 2021, respondendo a quinta entrevista da PNAD. Removeremos da análise observações que não se mantiveram na base de dados ao longo das cinco entrevistas.

Em um primeiro momento, iremos organizar os dados de modo a agrupar os indivíduos ao longo do tempo por meio de variáveis de características dos moradores e identificação dos domicílios, dispondo os dados em painel. Depois realizaremos uma estatística descritiva de modo a explorar a evolução da frequência dos jovens ao longo dos trimestres e investigar em que medida essa variação se deu entre diversas variáveis de interesse.

Em um segundo momento, avaliaremos possíveis determinantes para as tendências encontradas. Nossa hipótese inicial, considera as evidências trazidas por [Duryea et al. \(2007\)](#), de que um choque de desemprego aumenta significativamente a probabilidade de uma criança entrar na força de trabalho, abandonar e deixar de progredir na escola. Frente as evidências bibliográficas, acreditamos o choque de desemprego familiar, afetando a ocupação dos pais e renda do trabalho per capita domiciliar, pode ter afetado a motivação desses jovens, com potenciais consequências para o abandono escolar dos alunos brasileiros, principalmente de grupos vulneráveis, no curto prazo (2020 e início de 2021).

Consideraremos todos os jovens de 6 à 18 anos de idade com frequência escolar ativa em 1º Trimestre 2020, na primeira entrevista, até o 1º Trimestre 2021, e aplicaremos o modelo probit com desvio padrão robusto a fim de obter estimativas da influência das variáveis consideradas sobre o abandono escolar dos jovens.

O abandono escolar será nossa variável dependente atribuída para o indivíduo i no trimestre t , recebendo 1, se o indivíduo frequentava a escola em 1º Trimestre 2020 (período pré-pandemia) e a partir do período analisado deixou de frequentar e 0 caso contrário. A variável dummy Gênero atribuirá 1 para mulheres e 0 para homens. A Idade é uma variável contínua que contém a idade de cada jovem no trimestre avaliado. A renda per capita corresponderá a renda domiciliar per capita do jovem obtida dividindo a renda domiciliar total, excluindo a renda do próprio jovem, pela quantidade de indivíduos do domicílio. A variável Não Branco assinala 0 para jovens brancos e 1 caso contrário. A variável Último Ano de Curso assinala 1 para jovens no último ano de curso e 0 caso contrário. A variável Instituição Pública assinala 1 para jovens da rede escolar pública e 0 para a rede escolar privada. A variável Ciclo Escolar assinala 0 para jovens que possuem até o ensino fundamental completo e 1 para jovens que possuem escolaridade a partir do ensino médio. As variáveis dummy de ano e a variável de UF serão omitidas.

2.1.1 Descrição da Base de Dados PNAD Contínua

O presente estudo utiliza dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua). Segundo informações disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a PNAD Contínua é uma pesquisa domiciliar integrada com periodicidade de coleta trimestral implementada em caráter definitivo em janeiro de 2012.

A pesquisa é realizada por meio de uma amostra de domicílios, sendo a população-alvo constituída por todas as pessoas moradoras em domicílios particulares permanentes da área de abrangência da pesquisa. A cada trimestre, a PNAD Contínua investiga em torno de 211.000 domicílios, em aproximadamente 16.000 setores censitários.

Para produzir informações trimestrais, é utilizado o questionário reduzido, juntamente com as características básicas dos moradores, como condição no domicílio, sexo, idade, cor ou raça e educação, que são investigadas em 100% dos domicílios pesquisados em cada trimestre.

Com periodicidade de coleta trimestral, na PNAD Contínua cada domicílio selecionado para a pesquisa é visitado cinco vezes, durante cinco trimestres consecutivos. De acordo com as informações do IBGE, a coleta segue o esquema de rotação conhecido como 1-2(5) e nele, de um trimestre para o próximo, há uma sobreposição de 80% dos domicílios e de um trimestre para o mesmo

trimestre do ano seguinte, de 20%. Esse esquema é o mais eficiente quando um dos principais interesses da pesquisa é a inferência a respeito de mudanças em indicadores trimestrais.

Uma ocorrência comum da PNAD Contínua, que como observaremos também ocorre na presente pesquisa, é que nem todos os domicílios ou observações selecionadas seguem na pesquisa durante os cinco trimestre consecutivos, sendo essa ocorrência conhecida como atrito (perda de unidades que se pretendia seguir acompanhando).

As principais variáveis que investigamos na parte de educacional da PNAD Contínua são: Frequência à escola; série frequentada; para os que não frequentam escola, se anteriormente frequentaram; curso de grau mais elevado que frequentaram e qual a última série concluída com aprovação. Na parte de trabalho, são: Exercício de ao menos uma hora de trabalho na semana de referência; Rendimentos de trabalho; Para as pessoas ocupadas ou não ocupadas - rendimentos domiciliares e número de componentes do domicílio.

2.1.2 Formação do painel e Tratamento inicial de dados

A base de dados em painel utilizada no presente trabalho foi formada a partir das bases de dados trimestrais da PNAD Contínua, sendo o período amostral inicial do presente trabalho desde o primeiro trimestre de 2020 até o segundo trimestre de 2021. Assim, obtivemos o painel unindo as bases de dados destes seis trimestres, obtendo, inicialmente, 2.237.006 observações. A seguir, eliminamos as observações com data de nascimento inválida, cerca de 166.694 observações do painel.

Para a identificação longitudinal única de domicílios ao longo dos trimestres utilizamos as variáveis de Unidade Primária de Amostragem (UPA), Número de seleção do domicílio (V1008) e Painel (V1014) definidas pelo dicionário da PNAD Contínua trimestral. Para a identificação única de indivíduos ao longo dos períodos do painel, utilizamos as variáveis de identificação única de domicílios em conjunto com variáveis características dos indivíduos entrevistados como o sexo (V2007) e a data de nascimento (V2008, V20081 e V20082). Para que esse mecanismo de identificação longitudinal dos indivíduos fosse válido retiramos da base gêmeos de mesmo sexo, ou seja, pessoas com data de nascimento e sexo iguais em um mesmo domicílio e período (8.730 observações do painel).

2.2 Estatística Descritiva

A base de dados em painel obtida ao final desse processo possui 2.061.582 observações. Utilizando a variável de peso do domicílio e das pessoas (V1028) podemos ter a indicação de quantos casos na população uma dada observação representa de modo que o total de pessoas do trimestre se aproxime da projeção da população do Brasil de acordo com o IBGE. Para o painel formado, a distribuição do total de pessoas por trimestre, considerando a variável de peso do domicílio e das pessoas, segue representada na Tabela 1. Considerando o total de pessoas representado no painel como um todo, observamos maior representatividade (% cumulativo) nos períodos iniciais analisados.

Com a emergência do contexto pandêmico em 2020, as pesquisas da PNAD Contínua, precisaram ser subitamente adaptadas às necessárias medidas de isolamento social, com os entrevistadores passando a atuar em regime de teletrabalho e as entrevistas face a face nos domicílios sendo substituídas por chamadas telefônicas. Frente a esse cenário, observamos um atrito significativo na base de dados em painel formada. A partir da Tabela 3, percebemos que apenas 16,9 % das observações permanecem no painel por 5 períodos.

2.2.1 Características Gerais

A distribuição de gênero ao longo do painel segue, considerando a variável de peso do domicílio e das pessoas, representada a partir da Tabela 1. Observamos uma distribuição equilibrada de gênero entre homens e mulheres ao longo dos trimestres do painel com discreto predomínio de mulheres em todos os períodos da base de dados.

As estatísticas de idade do painel por trimestre, considerando a variável de peso do domicílio e das pessoas, seguem representadas na Tabela 2. Observamos que os indivíduos tem, em torno de, 37,3 anos em média com desvio padrão de cerca de 21,8 anos.

A renda auferida por observação da amostra foi obtida através da variável VD4020: Rendimento mensal efetivo de todos os trabalhos para pessoas de 14 anos ou mais de idade (apenas para pessoas que receberam em dinheiro, produtos ou mercadorias em qualquer trabalho) e desconsideramos a renda do pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico para compatibilidade com a variável de quantidade de indivíduos que será utilizada para o cálculo da renda per capita. Para a renda domiciliar total, somamos as rendas auferidas por observação para cada domicílio, as

estatísticas obtidas, considerando a variável de peso do domicílio e das pessoas, estão presentes na Tabela 2. A renda domiciliar per capita foi obtida dividindo a renda domiciliar total pela quantidade de indivíduos por domicílio obtida pela variável VD2003 que indica o número de componentes do domicílio (excluindo pessoas cuja condição no domicílio era pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico), as estatísticas para a renda domiciliar per capita também estão presentes na Tabela 2, considerando a variável de peso do domicílio e das pessoas. A renda domiciliar total média na base de dados formada é de 4.133,6 reais com desvio padrão de 6.483,7 reais, enquanto a renda domiciliar per capita média é de 1.323,4 reais com desvio padrão de 2.315,0 reais.

2.2.2 Características Escolares

A distribuição do total de pessoas, considerando a variável de peso do domicílio e das pessoas, com frequência escolar ativa (de acordo com a variável V3002) por trimestre do painel, sem distinção de curso e idade, consta na Tabela 1. Nessa Tabela notamos que a proporção da população representada por meio do painel com frequência escolar ativa varia entre 24% à 24,9%.

Dentre o total de pessoas com frequência ativa por trimestre, considerando a variável de peso do domicílio e das pessoas, temos a distribuição de curso frequentado representada pela Tabela 1. Observamos, através da primeira coluna (média de todos os trimestres) da tabela, que a maior parte da população estudante com frequência escolar ativa cursa o ensino fundamental seguido pelo ensino superior. Considerando a média total do painel, a maior parte dos estudantes com frequência ativa, 76,2 % do total de pessoas, cursa a pré-escola ou o ensino fundamental ou o ensino médio.

Dentre o total de pessoas com frequência inativa por trimestre, considerando a variável de peso do domicílio e das pessoas, a Tabela 1 representa a proporção de pessoas que não frequentam mais a escola mas concluíram o curso frequentado e anteriormente. Essa informação foi obtida por meio da variável V3014: conclusão do curso anteriormente frequentado, e por meio dela percebemos que para todos os períodos analisados, a maior parte das pessoas com frequência inativa concluíram o curso anteriormente frequentado.

3 Capítulo 3

3.1 Resultados

3.1.1 Evolução da Frequência escolar

Para avaliar a evolução da frequência escolar da amostra deste trabalho, selecionamos um recorte de idade, todos os jovens de 6 à 18 anos de idade, e consideramos os períodos de 1º Trimestre de 2020, jovens respondendo a primeira entrevista, até o 1º Trimestre de 2021, jovens respondendo a quinta entrevista da PNAD IBGE. Esse recorte de períodos foi selecionado devido a menor existência de atrito para os jovens, resultando em um maior número de observações acompanhadas.

Considerando os intervalos de período e idade selecionados, removemos da análise observações que não se mantiveram na base de dados ao longo das cinco entrevistas e a partir desse filtro obtivemos um grupo de 8.095 jovens que foram acompanhados ao longo do período de interesse. Assim, verificamos a variação da frequência escolar e demais características.

Para a identificação longitudinal única dos jovens no painel utilizamos as variáveis de Unidade Primária de Amostragem (UPA), Número de seleção do domicílio (V1008), Painel (V1014), sexo (V2007) e de data de nascimento (V2008, V20081 e V20082) definidas pelo dicionário da PNAD Contínua trimestral.

A Figura 1, no apêndice, ilustra a variação da proporção de jovens que reportaram frequência ativa nos dois trimestres avaliados. Observamos uma proporção maior de jovens que não frequentam a escola em 1º Trimestre de 2021 do que em 1º Trimestre de 2020, assim, a frequência escolar ativa diminuiu durante o período avaliado. Entre o 1º Trimestre de 2020 e o 1º Trimestre de 2021, para esse grupo de jovens acompanhados, o abandono escolar aumentou em 3%, vide dados descritos na Tabela 4.

Dentre os jovens com frequência escolar inativa no 1º Trimestre de 2020 e 1º Trimestre de 2021, observamos, a partir da Tabela 5, que a maioria dos jovens concluiu o curso que frequentava anteriormente. Contudo, notamos que uma proporção menor de jovens concluiu o curso anteriormente frequentado no 1º Trimestre de 2021, o que pode indicar que a crise relacionada a eclosão da pandemia do COVID-19 no Brasil pode ter afetado o abandono escolar desses jovens, de modo que

parte deles abandonou o curso sem a conclusão do ciclo previamente frequentado.

A proporção de jovens 100% dedicados ao estudo caiu, ao longo do período analisado, conforme dados da Tabela 4, enquanto a proporção de jovens que são ocupados mas com frequência inativa sobe e a a proporção de jovens desocupados e com frequência inativa também sobe. Durante a crise ocasionada pela pandemia e a implementação do ensino remoto, estes jovens podem ter encontrado um contexto menos propício ao aprendizado, o choque no mercado de trabalho também pode ter elevado a propensão de busca a novas fontes de renda, o que pode estar relacionado ao aumento da proporção de jovens ocupados com frequência inativa e demais variações encontradas.

A partir dos dados da Tabela 4, conseguimos observar como se deu o aumento do abandono escolar observado dentre os gêneros reportados no IBGE. Os dados indicam que o aumento abandono escolar ao longo do período foi similar para os dois gêneros, com aumento um relativamente maior para os homens.

O aumento do abandono escolar ao longo do período foi mais elevado para os não brancos como podemos observar a partir da Figura 2, presente no apêndice, e através dos dados da Tabela 4. Por meio destes dados, notamos que o aumento do abandono escolar foi especialmente mais elevado entre os amarelos, indígenas e pardos. Todos os grupos raciais tiveram taxas de aumento de abandono escolar mais elevadas que os brancos.

Por meio dos dados da Tabela 4, notamos uma variação do abandono escolar mais elevada na região Sudeste e Centro-Oeste ao longo período analisado. Os menores aumentos foram observados nas regiões Sul e, principalmente, Norte.

Os dados da Tabela 4 indicam que o abandono escolar se eleva de forma mais intensa entre os jovens de maior idade (entre 14-19 anos), o que corrobora com nossa hipótese inicial de que o choque de desemprego pode ter aumentado a probabilidade de um jovem entrar na força de trabalho, abandonar ou deixar de progredir na escola. Na crise econômica e social gerada pela pandemia, tanto o choque de desemprego familiar, afetando, por exemplo, a ocupação dos pais e a renda do trabalho per capita domiciliar, quanto a falta de recebimento de atividades escolares e a implementação do ensino remoto, podem ter afetado a motivação desses jovens, principalmente os mais velhos, grupo que pode ser atraído com maior facilidade pelo mercado de trabalho.

Em concordância com os dados encontrados na seção anterior relativos a faixa etária, a partir

da Tabela 4, observamos que aumento do abandono escolar durante o período analisado foi mais intenso entre os jovens frequentando cursos a partir do ensino médio. Para estudantes mais velhos e de cursos mais elevados podemos ter tido um aumento do custo de oportunidade de continuar estudando ao invés de trabalhar frente a crise afetando negativamente a motivação desses alunos.

Também observamos como variou a frequência escolar de acordo com a escolaridade da mãe ou responsável mulher pelo jovem. Para isso, consideramos todos os jovens de 6 à 14 anos de idade, que moram com a mãe ou responsável mulher, do 1º Trimestre 2020, na primeira entrevista, até o 1º Trimestre 2021, na quinta entrevista. Com esse filtro, obtivemos 5.483 observações de jovens por período, que foram acompanhados ao longo do intervalo de interesse.

Conforme notamos por meio da Tabela 6, o aumento do abandono escolar no período foi mais intenso para jovens com mães/responsáveis de escolaridade menor. Esses domicílios podem ter sido mais vulneráveis ao choque do mercado de trabalho que afetou de maneira importante postos informais que, em geral, exigem um nível menor de escolaridade. Assim, algumas dessas famílias, podem não ter sido capazes de absorver o choque econômico de curto prazo, com consequências negativas para os jovens.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas - Painei

(%)	1ºT/2020	2ºT/2020	3ºT/2020	4ºT/2020	1ºT/2021	2ºT/2021
Total de Pessoas	17,3	17,2	16,9	16,6	16,2	15,8
Sexo						
Homem	48,0	47,7	47,4	47,4	47,3	47,4
Mulher	52,0	52,3	52,6	52,6	52,7	52,6
Frequência Escolar Ativa	24,8	24,9	24,7	24,5	24,0	24,2
Curso frequentado*						
Pré-Escola	4,9	5,5	6,0	6,4	5,4	5,7
Alfabetização de jovens e adultos	0,1	0,1	0,2	0,2	0,2	0,2
Regular do ensino fundamental	54,3	53,1	52,9	52,2	52,1	52,4
EJA do ensino fundamental	1,1	1,1	1,1	1,0	0,9	0,9
Regular do ensino médio	17,6	17,5	17,2	17,5	18,5	18,2
EJA do ensino médio	1,2	1,2	1,1	1,1	1,1	1,1
Superior - graduação	17,5	18,0	18,1	18,2	18,1	17,6
Especialização de nível superior	2,5	2,7	2,6	2,6	2,8	2,9
Doutorado	0,5	0,5	0,6	0,5	0,6	0,6
Conclusão do Curso anterior**	63,6	64,8	64,9	65,6	66,3	65,9

[1] Considera peso amostral ajustado por pós-estratificação (V1028) para que as estimativas do total de pessoas do trimestre sejam similares à projeção da população do Brasil segundo o IBGE [*] Consideramos apenas as observações com frequência escolar ativa [**] Conclusão do Curso Frequentado anteriormente: Consideramos apenas as observações com frequência escolar inativa e todas as observações com informação V3014 (conclusão do curso que frequentou anteriormente) disponível.

Tabela 2: Estatísticas de Idade e Renda Domiciliar Total e per capita por período - Painei

Período	Idade		Renda Domiciliar Total		Renda Domiciliar Per Capita	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
1 Trimestre 2020	36,2	21,7	3.542,7	6.336,8	1.127,8	2.237,6
2 Trimestre 2020	36,8	21,7	2.820,9	5.571,1	901,1	2.018,5
3 Trimestre 2020	37,2	21,8	2.911,9	5.896,8	933,4	2.018,5
4 Trimestre 2020	37,7	21,8	3.135,2	5.629,5	1.002,2	1.946,0
1 Trimestre 2021	37,9	21,9	3385,34	6.269,7	1.089,1	2.325,4
2 Trimestre 2021	37,9	21,9	3.204,2	5.846,7	1.029,9	2.143,8
Total	37,3	21,8	3.165,3	5.937,6	1013,4	2.101,9

[1] Considera peso amostral ajustado por pós-estratificação (V1028) para que as estimativas do total de pessoas do trimestre sejam similares à projeção da população do Brasil segundo o IBGE.

Tabela 3: Permanência das observações ao longo dos períodos - Painei

Períodos de Permanência	Total de Observações	Percentual (%)	Cumulativo (%)
1	308.159	14,9	14,9
2	398.466	19,3	34,3
3	479.145	23,2	57,5
4	526.672	25,5	83,1
5	349.140	16,9	100,0

[1] Para a identificação única de indivíduos entrevistados ao longo dos períodos do painel, utilizamos as variáveis de identificação única de domicílios em conjunto com variáveis características dos indivíduos entrevistados como o sexo (V2007) e a data de nascimento (V2008, V20081 e V20082). Para que esse mecanismo de identificação longitudinal dos indivíduos fosse válido retiramos da base gêmeos de mesmo sexo.

Tabela 4: Evolução da Frequência Escolar - Painei

	Frequenta a Escola?		
	Sim (%)		Abandono Escolar (v. %)
	1ºT/2020	1ºT/2021	
Total de Jovens	92,2	89,2	3,0
Por Ocupação			
Estuda	89,2	86,6	2,6
Trabalha	1,7	2,7	-1,0
Estuda e Trabalha	3,0	2,6	0,4
Não Estuda e Não Trabalha	6,1	8,1	-2,0
Por Sexo			
Homem	92,1	88,7	3,4
Mulher	92,2	89,7	2,5
Por Cor/Raça			
Branca	93,0	90,5	2,5
Preta	87,0	84,1	2,9
Amarela	100,0	83,1	16,9
Parda	92,4	89,0	3,4
Indígena	94,1	83,5	10,6
Por Região			
Sudeste	91,1	87,3	3,8
Nordeste	92,8	89,8	3,0
Centro-Oeste	94,0	90,7	3,3
Sul	93,9	91,6	2,3
Norte	91,8	91,0	0,8
Por Faixa Etária			
6-10 anos	99,6	99,3	0,3
11-14 anos	99,5	98,9	0,6
14-19 anos	77,7	75,3	2,4
Por Ciclo Escolar			
Até o ensino fundamental completo	97,4	96,6	0,8
A partir do ensino médio	80,3	74,9	5,4

20

[1] Considera peso amostral ajustado por pós-estratificação (V1028) para que as estimativas do total de pessoas do trimestre sejam similares à projeção da população do Brasil segundo o IBGE; [2] Consideramos jovens de 6 à 18 anos de idade do 1º Trimestre 2020 na primeira entrevista até o 1º Trimestre 2021 na quinta entrevista.

Tabela 5: Composição do Abandono Escolar - Painei

Concluiu o curso que frequentou?	
Período	Sim (%)
1 Trimestre 2020	75,5
1 Trimestre 2021	74,9
(v. %)	-0,6

[1] Considera peso amostral ajustado por pós-estratificação (V1028) para que as estimativas do total de pessoas do trimestre sejam similares à projeção da população do Brasil segundo o IBGE; [2] Consideramos jovens de 6 à 18 anos de idade do 1º Trimestre 2020 na primeira entrevista até o 1º Trimestre 2021 na quinta entrevista.

Tabela 6: Evolução da Frequência Escolar por Escolaridade da Mãe - Painei

Frequenta a Escola?			
Curso frequentado	Sim (%)		Abandono (v. %)
Período	1ºT/2020	1ºT/2021	
Até o ensino fundamental completo	99,1	97,7	1,4
A partir do ensino médio	99,5	98,5	1,0

[1] Considera peso amostral ajustado por pós-estratificação (V1028) para que as estimativas do total de pessoas do trimestre sejam similares à projeção da população do Brasil segundo o IBGE; [2] Consideramos jovens de 6 à 14 anos de idade do 1º Trimestre 2020 na primeira entrevista até o 1º Trimestre 2021 na quinta entrevista.

3.1.2 Possíveis Determinantes

Considerando os resultados descritivos previamente obtidos avaliaremos possíveis determinantes para as tendências encontradas. Os resultados da estimativa principal estão ilustrados na Tabela 7. Consideramos todos os jovens com frequência escolar ativa em 1º Trimestre 2020, na primeira entrevista, até o 1º Trimestre 2021, e aplicamos o modelo probit com desvio padrão robusto a fim de obter estimativas da influência das variáveis consideradas sobre o abandono escolar dos jovens.

O abandono escolar é nossa variável dependente atribuída para o indivíduo i no trimestre t ,

recebendo 1, se o indivíduo frequentava a escola em 1º Trimestre 2020 (período pré-pandemia) e a partir do período analisado deixou de frequentar e 0 caso contrário. A variável dummy Gênero atribui 1 para mulheres e 0 para homens. A Idade é uma variável contínua que contém a idade de cada jovem no trimestre avaliado. A renda per capita corresponde a renda domiciliar per capita do jovem obtida dividindo a renda domiciliar total, excluindo a renda do próprio jovem, pela quantidade de indivíduos do domicílio. A variável Não Branco assinala 0 para jovens brancos e 1 caso contrário. A variável Último Ano de Curso assinala 1 para jovens no último ano de curso e 0 caso contrário. A variável Instituição Pública assinala 1 para jovens da rede escolar pública e 0 para a rede escolar privada. A variável Ciclo Escolar assinala 0 para jovens que possuem até o ensino fundamental completo e 1 para jovens que possuem escolaridade a partir do ensino médio. As variáveis dummy de ano e a variável de UF foram omitidas.

A Tabela 7 ilustra os principais resultados obtidos e nas Tabelas 14 e 15 temos os efeitos marginais e as elasticidades das variáveis explicativas sobre o abandono escolar. Notamos que um aumento de 1% na renda per capita domiciliar do jovem diminui em 12,7% a probabilidade de abandono escolar e é estatisticamente significativa a 5%. Também obtivemos que alunos mais velhos, em média, têm maior probabilidade de abandono escolar (significante a 1%), sendo que a idade adicional do aluno aumenta em 15,4 p.p. a probabilidade de abandono. Estar no último ano de curso aumenta a probabilidade de abandono em 31,8 p.p., em média, em relação aos demais (significante a 1%) e ser mulher aumenta a probabilidade de abandono escolar em 8,9 p.p. (significante a 5%) em relação aos homens.

Também avaliamos as estimativas a partir de bases segmentadas nas variáveis explicativas analisadas. Na Tabela 8 segmentamos a base entre homens (1) e mulheres (2) e estimamos os determinantes do abandono escolar de forma similar a utilizada na Tabela 7.

Notamos que o efeito negativo encontrado da renda domiciliar per capita sobre o abandono escolar permanece significativo (a 10%) apenas para a base de dados contendo observações de mulheres, um aumento de 1% na renda per capita das mulheres aumentaria em 12,74% a probabilidade de abandonar a escola, demonstrando que a origem do efeito encontrado poderia advir predominantemente desse gênero. Os efeitos anteriormente encontrados em relação a idade dos jovens, último ano de curso permanecem positivos e significantes a 1% para ambos os gêneros. E além disso,

encontramos que para homens, alunos de ciclo escolar mais avançado, a partir do ensino médio, têm maior probabilidade de abandonar a escola (significante a 10%), para os alunos estar cursando a partir do ensino médio aumentaria em 0,4 p.p. a probabilidade de abandonar a escola em relação a ciclos anteriores.

Na Tabela 19 segmentamos a base entre alunos menores de 14 anos e acima de 14 anos e estimamos os determinantes do abandono escolar de forma similar a utilizada na Tabela 7.

Notamos que o efeito negativo encontrado da renda domiciliar per capita sobre o abandono escolar permanece significante (a 5%) apenas para a base de dados contendo observações de jovens com maiores de 14 anos (2), um aumento de 1% na renda per capita dos alunos aumentaria em 12,40% a probabilidade de abandonar a escola, demonstrando que a origem do efeito encontrado pode vir predominantemente dessa faixa etária. O efeito significante (a 5%) do gênero feminino em relação ao abandono escolar permanece apenas para a base com alunos mais novos demonstrando que o sinal pode ser mais forte para esse grupo. Os efeitos anteriormente encontrados em relação ao último ano de curso permanecem significantes a 1% para o grupo de alunos mais velhos, estar no último ano de curso para alunos mais velhos aumenta em 4,4 p.p. a probabilidade de abandonar a escolar em relação aos demais alunos, indicando uma tendência maior desse grupos de alunos não avançar para o próximo ciclo escolar. E além disso, para a base de jovens acima de 14 anos, cursar a partir do ensino médio aumenta a probabilidade de abandono escolar e é estatisticamente significante a 1%, para alunos mais velhos, estar cursando a partir do ensino médio aumenta em 3 p.p. a probabilidade de abandono escolar. Para a base de alunos abaixo de 14 anos, não ser branco aumenta a probabilidade de abandonar a escola e é estatisticamente significante a 10%.

Na Tabela 10 segmentamos a base entre jovens com escolaridade até o ensino fundamental e jovens com escolaridade a partir do ensino médio e estimamos os determinantes do abandono escolar de forma similar a utilizada na Tabela 7.

Notamos que o efeito negativo encontrado da renda domiciliar per capita sobre o abandono escolar permanece significante (a 10%) apenas para a base de dados contendo observações de jovens com escolaridade até o ensino fundamental (1), uma aumento de 1% na renda per capita domiciliar do jovem diminuiria em 33,84% a probabilidade de abandono escolar. O efeito significante do gênero feminino em relação ao abandono escolar também permanece apenas para a base com escolaridade

menor, ser mulher aumentaria em 0,3 p.p. a probabilidade de abandono escolar para esse grupo. Para ambas as bases (1) e (2), a idade tem um efeito positivo sobre o abandono escolar (significante a 1%). O fato do aluno estar no último ano de curso afeta de forma significativa o abandono escolar em ambos os grupos com significância maior para os alunos de ciclo escolar mais avançados.

Na Tabela 18 segmentamos a base entre jovens brancos e não brancos e estimamos os determinantes do abandono escolar de forma similar a utilizada na Tabela 7.

Notamos que o efeito negativo encontrado da renda domiciliar per capita sobre o abandono escolar permanece significativo (a 10%) apenas para a base de dados contendo observações de jovens com escolaridade não brancos, um aumento de 1% na renda per capita domiciliar do jovem diminuiria em 9,74% a probabilidade de abandono escolar. O efeito gênero permanece significativo do gênero feminino apenas na base de alunos não brancos, ser mulher aumentaria em 0,3 p.p. a probabilidade de abandonar a escola. Para ambas as bases (1) e (2), a idade e o fato do aluno estar no último ano de curso tem um efeito positivo sobre o abandono escolar (significante a 1%).

Na Tabela 12 segmentamos a base entre jovens no último ano escolar e fora do último ano escolar e estimamos os determinantes de forma similar a utilizada na Tabela 7.

Notamos que o efeito negativo encontrado da renda domiciliar per capita sobre o abandono escolar aumenta de significância (a 5%) para jovens fora do último ano escolar, um aumento de 1% na renda per capita domiciliar do jovem diminuiria em 25,68% a probabilidade de abandono escolar. O efeito significativo (a 10%) do gênero feminino em relação ao abandono escolar também permanece apenas para a base com jovens fora do último ano escolar, ser mulher aumentaria em 0,2 p.p. a probabilidade de abandono escolar. Ainda, para os alunos fora do último ano de curso, estar estudando na rede pública diminuiria a probabilidade de abandono em 0,2 p.p. (significante a 10%) e estar cursando a partir do ensino médio diminuiria a probabilidade de abandono escolar em 0,45 p.p. (significante a 1%).

Tabela 7: Resultados Probit - Determinantes do Abandono Escolar

	(1)
	Abandono Escolar
Gênero (= Mulher)	0.089** (0.042)
Idade	0.154*** (0.017)
Renda per Capita*	-0.633×10^{-4} ** (0.000)
Não Branco	0.011 (0.047)
Último ano Curso	0.318*** (0.043)
Instituição Pública	-0.008 (0.069)
Ensino Médio	0.093 (0.062)
Observações	29.972

Desvio Padrão em parenteses

[1] Na coluna (1) aplicamos o modelo probit com desvio padrão robusto a fim de obter estimativas da influência das variáveis consideradas sobre o abandono escolar dos jovens. [2] Consideramos todos os jovens com frequência escolar ativa em 1º Trimestre 2020, na primeira entrevista, até o 1º Trimestre 2021. Foram omitidas as variáveis dummy de ano e a variável de UF [*] A renda per capita corresponde a renda domiciliar per capita do jovem obtida dividindo a renda domiciliar total, excluindo a renda do próprio jovem, pela quantidade de indivíduos do domicílio.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabela 8: Resultados Probit - Determinantes do Abandono Escolar em bases de dados segmentadas por Sexo: Homem (1) e Mulher (2)

	(1)	(2)
Idade	0.177*** (0.027)	0.139*** (0.023)
Renda per Capita*	-0.634×10^{-4} (0.000)	-0.657×10^{-4} (0.000)
Não Branco	-0.030 (0.067)	0.039 (0.067)
Último ano Curso	0.297*** (0.062)	0.343*** (0.060)
Instituição Pública	0.180 (0.128)	-0.137 (0.083)
Ensino Médio	0.167* (0.088)	0.017 (0.089)
Observações	15.464	14.508

Desvio Padrão em parenteses

[1] Na coluna (1) aplicamos o modelo probit com desvio padrão robusto somente para base de dados contendo observações de homens a fim de obter estimativas da influência das variáveis consideradas sobre o abandono escolar dos jovens [2] Na coluna (2) aplicamos o modelo probit com desvio padrão robusto somente para base de dados contendo observações de mulheres a fim de obter estimativas da influência das variáveis consideradas sobre o abandono escolar dos jovens [3] Consideramos todos os jovens com frequência escolar ativa em 1º Trimestre 2020, na primeira entrevista, até o 1º Trimestre 2021. Foram omitidas as variáveis dummy de ano e a variável de UF ntervista, até o 1º Trimestre 2021. Foram omitidas as variáveis dummy de ano e a variável de UF [*] A renda per capita corresponde a renda domiciliar per capita do jovem obtida dividindo a renda domiciliar total, excluindo a renda do próprio jovem, pela quantidade de indivíduos do domicílio.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabela 9: Resultados Probit - Determinantes do Abandono Escolar em bases de dados segmentadas por Faixa Etária: Abaixo de 14 anos (1) e Acima de 14 anos (2)

	(1)	(2)
Gênero (= Mulher)	0.188** (0.085)	0.015 (0.049)
Renda per Capita*	-0.104×10^{-3} (0.000)	$-0.830 \times 10^{-4**}$ (0.000)
Não Branco	0.193* (0.110)	-0.008 (0.053)
Último ano Curso	0 (.)	0.553*** (0.052)
Instituição Pública	-0.072 (0.123)	-0.079 (0.081)
Ensino Médio	-0.265 (0.309)	0.384*** (0.080)
Observações	18.252	9.967

Desvio Padrão em parenteses

[1] Na coluna (1) aplicamos o modelo probit com desvio padrão robusto somente para base de dados contendo observações de jovens abaixo de 14 anos a fim de obter estimativas da influência das variáveis consideradas sobre o abandono escolar dos jovens [2] Na coluna (2) aplicamos o modelo probit com desvio padrão robusto somente para base de dados contendo observações de jovens acima de 14 anos a fim de obter estimativas da influência das variáveis consideradas sobre o abandono escolar dos jovens [3] Consideramos todos os jovens com frequência escolar ativa em 1º Trimestre 2020, na primeira entrevista, até o 1º Trimestre 2021. Foram omitidas as variáveis dummy de ano e a variável de UF ntrevista, até o 1º Trimestre 2021. Foram omitidas as variáveis dummy de ano e a variável de UF [*] A renda per capita corresponde a renda domiciliar per capita do jovem obtida dividindo a renda domiciliar total, excluindo a renda do próprio jovem, pela quantidade de indivíduos do domicílio.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabela 10: Resultados Probit - Determinantes do Abandono Escolar em bases de dados segmentadas por Ciclo Escolar: Até o ensino fundamental completo (1) e A partir do ensino médio (2)

	(1)	(2)
Gênero (= Mulher)	0.226*** (0.070)	-0.004 (0.057)
Idade	0.108*** (0.016)	0.400*** (0.029)
Renda per Capita*	$-0.161 \times 10^{-3*}$ (0.000)	-0.333×10^{-4} (0.000)
Não Branco	0.081 (0.085)	-0.032 (0.060)
Último ano Curso	-0.196** (0.089)	0.531*** (0.061)
Instituição Pública	-0.024 (0.118)	0.020 (0.090)
Observations	21.056	8.916

Desvio Padrão em parenteses

[1] Na coluna (1) aplicamos o modelo probit com desvio padrão robusto somente para base de dados contendo observações de jovens até o ensino fundamental completo a fim de obter estimativas da influência das variáveis consideradas sobre o abandono escolar dos jovens [2] Na coluna (2) aplicamos o modelo probit com desvio padrão robusto somente para base de dados contendo observações de jovens a partir do ensino médio a fim de obter estimativas da influência das variáveis consideradas sobre o abandono escolar dos jovens [3] Consideramos todos os jovens com frequência escolar ativa em 1º Trimestre 2020, na primeira entrevista, até o 1º Trimestre 2021. Foram omitidas as variáveis dummy de ano e a variável de UF ntervista, até o 1º Trimestre 2021. Foram omitidas as variáveis dummy de ano e a variável de UF [*] A renda per capita corresponde a renda domiciliar per capita do jovem obtida dividindo a renda domiciliar total, excluindo a renda do próprio jovem, pela quantidade de indivíduos do domicílio.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabela 11: Resultados Probit - Determinantes do Abandono Escolar em bases de dados segmentadas por Grupo Racial: Brancos (1) e Não Brancos (2)

	(1)	(2)
Gênero	0.042 (0.073)	0.113** (0.052)
Idade	0.169*** (0.034)	0.149*** (0.020)
Renda per Capita*	-0.527×10^{-4} (0.000)	-0.730×10^{-4} (0.000)
Último ano Curso	0.412*** (0.073)	0.262*** (0.053)
Instituição Pública	0.066 (0.098)	-0.091 (0.096)
Ensino Médio	0.080 (0.120)	0.098 (0.073)
Observações	10.937	19.035

Desvio Padrão em parenteses

[1] Na coluna (1) aplicamos o modelo probit com desvio padrão robusto somente para base de dados contendo observações de brancos a fim de obter estimativas da influência das variáveis consideradas sobre o abandono escolar dos jovens [2] Na coluna (2) aplicamos o modelo probit com desvio padrão robusto somente para base de dados contendo observações de não brancos a fim de obter estimativas da influência das variáveis consideradas sobre o abandono escolar dos jovens [3] Consideramos todos os jovens com frequência escolar ativa em 1º Trimestre 2020, na primeira entrevista, até o 1º Trimestre 2021. Foram omitidas as variáveis dummy de ano e a variável de UF ntrevista, até o 1º Trimestre 2021. Foram omitidas as variáveis dummy de ano e a variável de UF [*] A renda per capita corresponde a renda domiciliar per capita do jovem obtida dividindo a renda domiciliar total, excluindo a renda do próprio jovem, pela quantidade de indivíduos do domicílio.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabela 12: Resultados Probit - Determinantes do Abandono Escolar em bases de dados segmentadas por Ano do Curso atual: Anterior ao último ano de curso (1) e Último ano de curso (2)

	(1)	(2)
Gênero (= Mulher)	0.102* (0.055)	0.069 (0.072)
Idade	0.149*** (0.015)	0.396*** (0.033)
Renda per Capita*	$-0.123 \times 10^{-3**}$ (0.000)	-0.103×10^{-4} (0.000)
Não Branco	0.062 (0.065)	-0.058 (0.077)
Instituição Pública	-0.138* (0.080)	0.0860 (0.143)
Escolaridade	-0.220*** (0.071)	0.227 (0.140)
Observações	24.288	5.684

Desvio Padrão em parenteses

[1] Na coluna (1) aplicamos o modelo probit com desvio padrão robusto somente para base de dados contendo observações de jovens que não estão no último ano de ciclo escolar a fim de obter estimativas da influência das variáveis consideradas sobre o abandono escolar dos jovens [2] Na coluna (2) aplicamos o modelo probit com desvio padrão robusto somente para base de dados contendo observações que estão no último ano de ciclo escolar a fim de obter estimativas da influência das variáveis consideradas sobre o abandono escolar dos jovens [3] Consideramos todos os jovens com frequência escolar ativa em 1º Trimestre 2020, na primeira entrevista, até o 1º Trimestre 2021. Foram omitidas as variáveis dummy de ano e a variável de UF ntervista, até o 1º Trimestre 2021. Foram omitidas as variáveis dummy de ano e a variável de UF [*] A renda per capita corresponde a renda domiciliar per capita do jovem obtida dividindo a renda domiciliar total, excluindo a renda do próprio jovem, pela quantidade de indivíduos do domicílio.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

3.2 Conclusão

O fechamento das escolas, ocorrido em resposta as normas de distanciamento social e aos riscos sociais e sanitários da pandemia do COVID-19, têm efeitos incertos sobre os resultados educacionais dos alunos e das escolas que migraram para o ensino online.

O presente trabalho se insere na crescente literatura que busca clarificar os impactos educacionais da crise sobre os jovens. Mais especificamente, buscamos avaliar o efeito de curto prazo da crise sobre a frequência escolar dos jovens no Brasil durante 2020 e os primeiros trimestres de 2021.

Para avaliar a evolução da frequência escolar da amostra deste trabalho, selecionamos jovens de 6 à 18 anos de idade no 1º Trimestre de 2020 respondendo a primeira entrevista da PNAD IBGE, e acompanhamos esses jovens até o 1º Trimestre de 2021 (quinta entrevista). Nos resultados descritivos, comparamos a diferença em relação a proporção de frequência escolar ativa entre os jovens no início do período de análise (1º Trimestre de 2020) e no final (1º Trimestre de 2021).

A partir dos resultados obtidos, observamos que há uma proporção maior de jovens que não frequentam a escola no último trimestre de análise em relação ao primeiro, assim, o abandono escolar aumentou em 3% para o grupo de jovens acompanhados.

Durante a crise ocasionada pela pandemia e a implementação do ensino remoto, estes jovens podem ter encontrado um contexto menos propício ao aprendizado, o choque no mercado de trabalho também pode ter elevado a propensão de busca a novas fontes de renda. De acordo com os dados obtidos na presente pesquisa, dentre os jovens com frequência escolar inativa da amostra, notamos que uma proporção menor de jovens concluiu o curso anteriormente frequentado no último trimestre da análise, o que pode indicar que a crise pode ter afetado o abandono escolar desses jovens, de modo que parte deles abandonou o curso sem a conclusão do ciclo previamente frequentado.

O fechamento das escolas, a ausência ou diminuição do recebimento de atividades escolares para serem realizadas no domicílio e o aumento do custo de oportunidade de continuar estudando ao invés de trabalhar dada à crise podem ter afetado negativamente a motivação desses alunos e o choque de desemprego pode ter aumentado a probabilidade de um jovem entrar na força de trabalho, abandonar ou deixar de progredir na escola. Essa hipótese é corroborada pelos dados encontrados no presente trabalho em que observamos que o abandono escolar se eleva de forma mais intensa entre os jovens de maior idade (entre 14-19 anos), grupo que pode ser atraído com maior facilidade

pelo mercado de trabalho. O aumento do abandono escolar durante o período analisado também foi mais intenso entre os jovens frequentando cursos a partir do ensino médio. Além disso, a proporção de jovens 100% dedicados ao estudo caiu, ao longo do período analisado, enquanto a proporção de jovens que são ocupados mas com frequência inativa sobe e a proporção de jovens desocupados e com frequência inativa também sobe.

O aumento do abandono escolar observado no período também se deu de forma mais elevada entre não brancos e entre jovens de 6 à 14 anos de idade, que moram com a mãe ou responsável mulher e cujas responsáveis possuíam escolaridade abaixo do ensino médio. Esses domicílios podem ter sido mais vulneráveis ao choque do mercado de trabalho que afetou de maneira importante postos informais que, em geral, exigem um nível menor de escolaridade. Assim, algumas dessas famílias, podem não ter sido capazes de absorver o choque econômico de curto prazo, com consequências negativas para os jovens.

Avaliando possíveis determinantes a partir de um modelo econométrico, notamos que um aumento de 1% na renda per capita domiciliar do jovem diminui em 12,7% a probabilidade de abandono escolar e é estatisticamente significativa a 5%. Também obtivemos que alunos mais velhos, em média, têm maior probabilidade de abandono escolar (significante a 1%), sendo que a idade adicional do aluno aumenta em 15,4 p.p. a probabilidade de abandono. Estar no último ano de curso aumenta a probabilidade de abandono em 31,8 p.p., em média, em relação aos demais (significante a 1%) e ser mulher aumenta a probabilidade de abandono escolar em 8,9 p.p. (significante a 5%) em relação aos homens.

Esses resultados corroboram que, no curto prazo pós crise, teríamos tido um aumento da evasão escolar de estudantes mais velhos, em ciclos escolares mais avançados, que tiveram um aumento no custo de oportunidade de continuar estudando ao invés de trabalhar dada à crise. Esses jovens podem ser atraído com maior facilidade pelo mercado de trabalho e o contexto pós pandemia pode ter afetado negativamente a motivação desses alunos. Pelos resultados também notamos que grupos de famílias mais vulneráveis ao choque do mercado de trabalho, domicílios de menor renda per capita, foram em média, mais afetadas o que pode indicar que algumas dessas famílias, podem não ter sido capazes de absorver o choque econômico de curto prazo, com consequências negativas para os jovens.

Referências

- Almond, D., J. Currie, and V. Duque: 2018, 'Childhood circumstances and adult outcomes: Act II'. *Journal of Economic Literature* **56**(4), 1360–1446.
- Cavalcante, V., N. M. Filho, and B. K. Komatsu: 2020, 'Desigualdades Educacionais durante a Pandemia'. *Policy Paper* (51).
- Cavalcante, V., N. M. Filho, and B. K. Komatsu: 2021, 'Efeitos da Pandemia na Primeira Infância'. *Policy Paper* (56).
- Chatterji, P. and Y. Li: 2021, 'Effects of COVID-19 on school enrollment'. *Economics of Education Review* **83**, 102128.
- Duryea, S.: 1998, 'Children's advancement through school in Brazil: the role of transitory shocks to household income'.
- Duryea, S., D. Lam, and D. Levison: 2007, 'Effects of economic shocks on children's employment and schooling in Brazil'. *Journal of development economics* **84**(1), 188–214.
- Flamini, V., F. Toscani, and D. A. Masri: 2021, 'The Short-Term Impact of COVID-19 on Labor Markets, Poverty and Inequality in Brazil'.
- Funkhouser, E.: 1999, 'Cyclical economic conditions and school attendance in Costa Rica'. *Economics of Education Review* **18**(1), 31–50.
- Jacoby, H. G. and E. Skoufias: 1997, 'Risk, financial markets, and human capital in a developing country'. *The Review of Economic Studies* **64**(3), 311–335.
- Khan, M. J. and J. Ahmed: 2021, 'Child education in the time of pandemic: Learning loss and dropout'. *Children and Youth Services Review* **127**, 106065.
- Psacharopoulos, G., V. Collis, H. A. Patrinos, and E. Vegas: 2020, 'Lost wages: The COVID-19 cost of school closures'. *Available at SSRN 3682160*.

- Rosenzweig, M. R.: 1988, 'Labor markets in low-income countries'. *Handbook of development economics* **1**, 713–762.
- Skoufias, E.: 2003, 'Economic crises and natural disasters: Coping strategies and policy implications'. *World development* **31**(7), 1087–1102.
- Skoufias, E. and S. W. Parker: 2006, 'Job loss and family adjustments in work and schooling during the Mexican peso crisis'. *Journal of Population Economics* **19**(1), 163–181.
- Thomas, D., K. Beegle, E. Frankenberg, B. Sikoki, J. Strauss, and G. Teruel: 2004, 'Education in a Crisis'. *Journal of Development economics* **74**(1), 53–85.
- UNESCO: 2020, 'Global education monitoring report 2020: inclusion and education: all means all'.
- UNESCO: 2021, 'Educação: da interrupção à recuperação'. Last accessed 25 June 2021.

Apêndice

Tabelas e Figuras

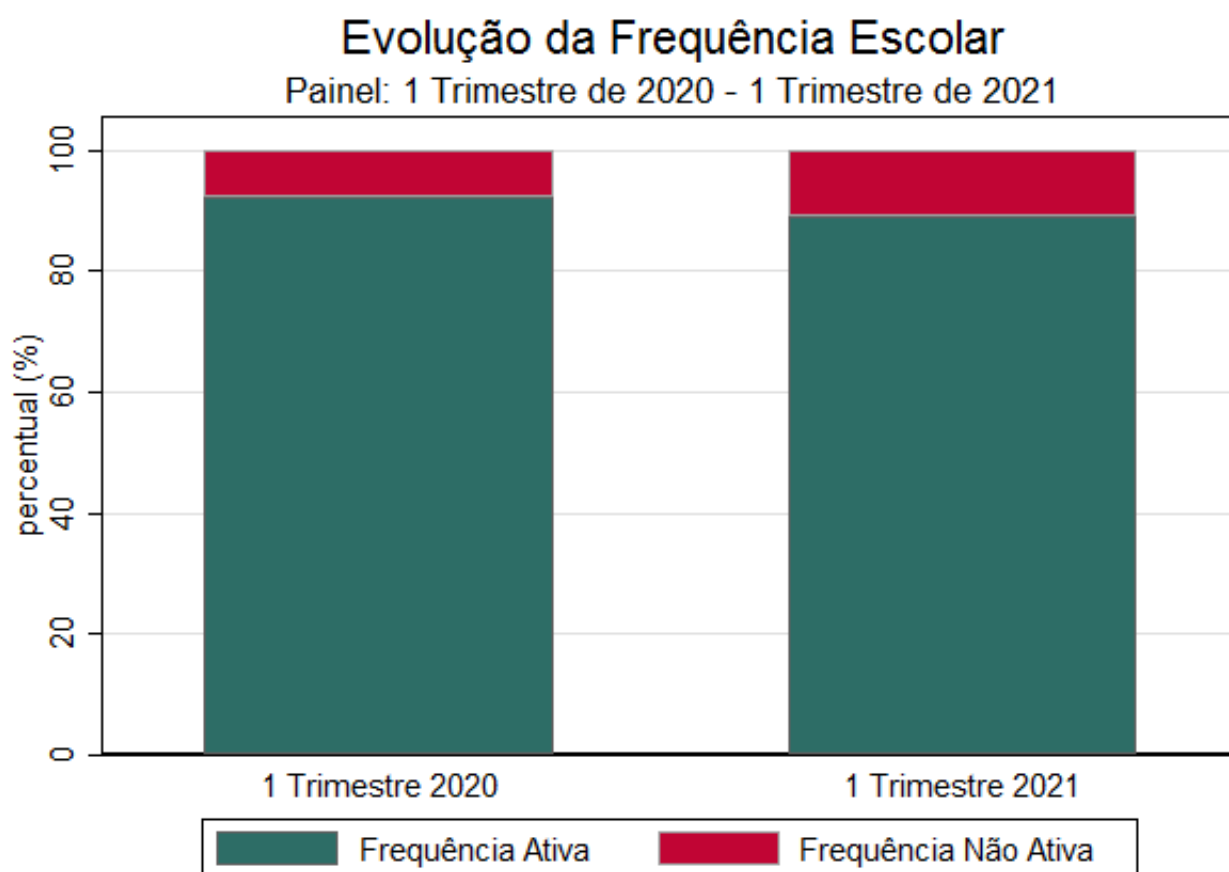


Figura 1: Evolução da Frequência Escolar - Painel

[1] Considera peso amostral ajustado por pós-estratificação (V1028) para que as estimativas do total de pessoas do trimestre sejam similares à projeção da população do Brasil segundo o IBGE.

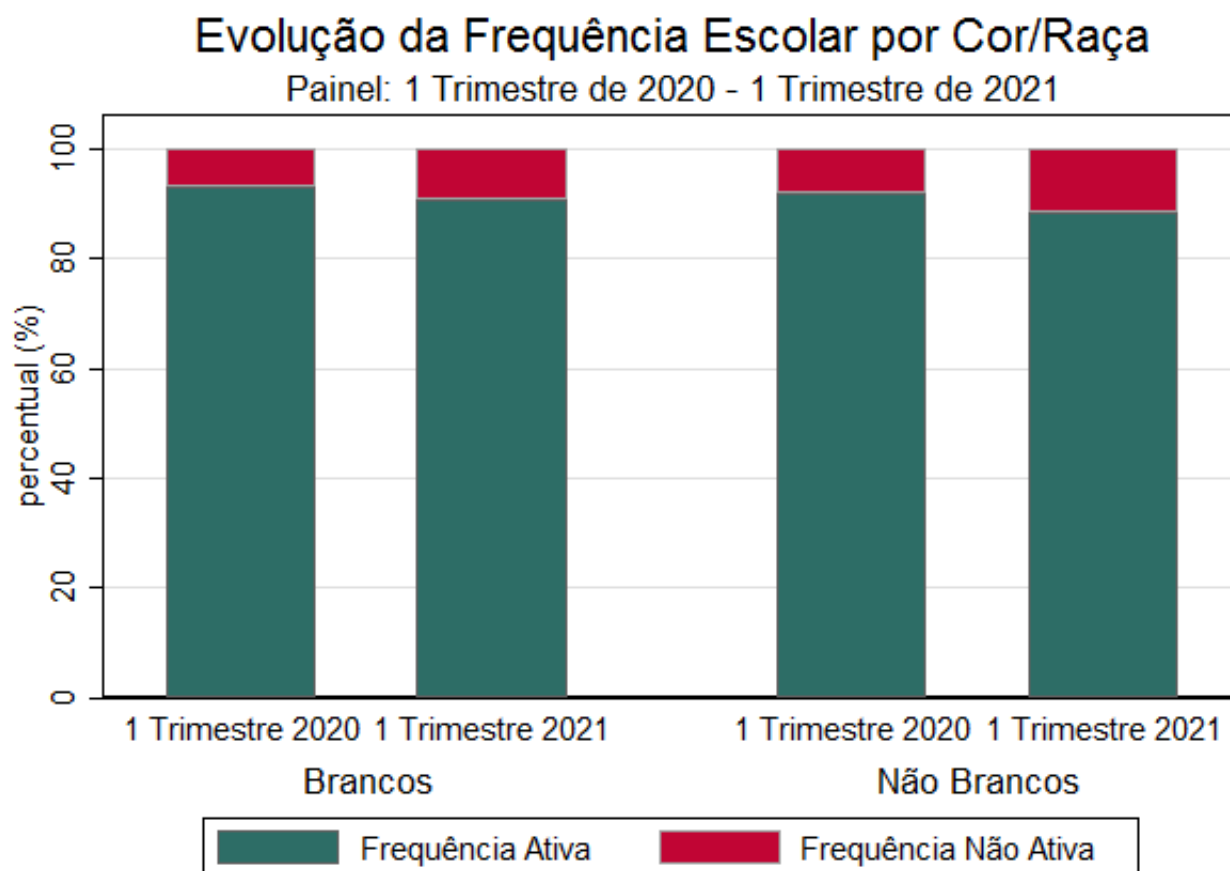


Figura 2: Evolução da Frequência Escolar por Cor/Raça - Painel

[1] Considera peso amostral ajustado por pós-estratificação (V1028) para que as estimativas do total de pessoas do trimestre sejam similares à projeção da população do Brasil segundo o IBGE; [2] Consideramos jovens de 6 à 18 anos de idade do 1º Trimestre 2020 na primeira entrevista até o 1º Trimestre 2021 na quinta entrevista.

Tabela 13: Resultados Regressão Linear: Determinantes do Abandono Escolar

	(1)
	Abandono Escolar
Gênero (= Mulher)	0.001 (0.001)
Idade	0.002*** (0.000)
Renda per Capita*	-0.158×10^{-5} *** (0.000)
Não Branco	0.000 (0.001)
Último ano Curso	0.027*** (0.003)
Instituição Pública	-0.000 (0.002)
Ensino Médio	0.019*** (0.002)
Observations	29.972

Desvio Padrão em parenteses

[1] Na coluna (1) realizamos aplicamos o modelo de regressão linear com desvio padrão robusto a fim de obter estimativas da influência das variáveis consideradas sobre o abandono escolar dos jovens. [2] Consideramos todos os jovens com frequência escolar ativa em 1º Trimestre 2020, na primeira entrevista, até o 1º Trimestre 2021. Foram omitidas as variáveis dummy de ano e a variável de UF [*] A renda per capita corresponde a renda domiciliar per capita do jovem obtida dividindo a renda domiciliar total, excluindo a renda do próprio jovem, pela quantidade de indivíduos do domicílio.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabela 14: Efeito Marginal (dydx) dos Determinantes do Abandono Escolar

	(1) Abandono Escolar
Gênero (= Mulher)	0.089** (0.042)
Idade	0.154*** (0.017)
Renda per Capita*	-0.633×10^{-4} ** (0.000)
Não Branco	0.011 (0.047)
Último ano Curso	0.318*** (0.043)
Instituicao Publica	-0.008 (0.069)
Ensino Médio	0.093 (0.062)
Observations	29.972

Desvio Padrão em parenteses

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabela 15: Efeito Marginal (eyex) dos Determinantes do Abandono Escolar

	(1) Abandono Escolar
Gênero (= Mulher)	0.392** (0.186)
Idade	5.391*** (0.666)
Renda per Capita*	-0.127** (0.060)
Não Branco	0.021 (0.090)
Último ano Curso	-0.137*** (0.017)
Instituicao Publica	-0.022 (0.069)
Ensino Médio	0.344 (0.229)
Observations	29.972

Desvio Padrão em parenteses

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabela 16: Resultados Regressão Linear - Determinantes do Abandono Escolar em bases de dados segmentadas por Faixa Etária: Abaixo de 14 anos (1) e Acima de 14 anos (2)

	(1)	(2)
Gênero (= Mulher)	0.001** (0.000)	0.000 (0.003)
Renda per Capita*	$-0.388 \times 10^{-6*}$ (0.000)	$-0.561 \times 10^{-5***}$ (0.000)
Não Branco	0.001* (0.000)	-0.000 (0.004)
Último ano Curso	-0.003*** (0.000)	0.052*** (0.004)
Instituição Pública	-0.000 (0.001)	-0.002 (0.006)
Ensino Médio	-0.001 (0.001)	0.036*** (0.005)
Observações	20.005	9.967

Desvio Padrão em parenteses

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabela 17: Resultados Regressão Linear - Determinantes do Abandono Escolar em bases de dados segmentadas por Ciclo Escolar: Até o ensino fundamental completo (1) e A partir do ensino médio (2)

	(1)	(2)
Gênero (= Mulher)	0.002*** (0.001)	0.001 (0.004)
Idade	0.001*** (0.000)	0.020*** (0.001)
Renda per Capita*	-0.775×10^{-6} *** (0.000)	-0.209×10^{-5} (0.000)
Não Branco	0.001 (0.001)	-0.002 (0.004)
Último ano Curso	-0.003* (0.002)	0.046*** (0.005)
Instituição Pública	0.000 (0.001)	0.003 (0.006)
Observations	21.056	8.916

Desvio Padrão em parenteses

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabela 18: Resultados Regressão Linear - Determinantes do Abandono Escolar em bases de dados segmentadas por Grupo Racial: Brancos (1) e Não Brancos (2)

	(1)	(2)
Gênero (= Mulher)	0.000 (0.002)	0.002 (0.001)
Idade	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)
Renda per Capita*	-0.125×10^{-5} * (0.000)	-0.215×10^{-5} ** (0.000)
Último ano Curso	0.034*** (0.005)	0.023*** (0.003)
Instituição Pública	0.001 (0.002)	-0.002 (0.003)
Ensino Médio	0.019*** (0.004)	0.019*** (0.003)
Observações	10.937	19.035

Desvio Padrão em parenteses

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabela 19: Resultados Regressão Linear - Determinantes do Abandono Escolar em bases de dados segmentadas por Sexo: Homem (1) e Mulher (2)

	(1)	(2)
Idade	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)
Renda per Capita*	-0.957×10^{-6} (0.000)	-0.236×10^{-5} ** (0.000)
Não Branco	-0.000 (0.002)	0.000 (0.002)
Último ano Curso	0.024*** (0.004)	0.030*** (0.004)
Instituição Pública	0.005** (0.002)	-0.005 (0.003)
Ensino Médio	0.023*** (0.003)	0.015*** (0.003)
Observations	15.464	14.508

Desvio Padrão em parênteses

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabela 20: Resultados Regressão Linear - Determinantes do Abandono Escolar em bases de dados segmentadas por Ano do Curso atual: Anterior ao último ano de curso (1) e Último ano de curso (2)

	(1)	(2)
Gênero (= Mulher)	0.001 (0.001)	0.003 (0.005)
Idade	0.002*** (0.000)	0.021*** (0.002)
Renda per Capita*	-0.162×10^{-5} *** (0.000)	-0.733×10^{-6} (0.000)
Não Branco	0.001 (0.001)	-0.003 (0.005)
Instituição Pública	-0.003** (0.001)	0.005 (0.008)
Ensino Médio	-0.002 (0.002)	0.017** (0.008)
Observações	24.288	5.684

Desvio Padrão em parenteses

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$