

Evasão escolar, origem social e distorção idade-série: evidências sobre efeitos primários e secundários

André Ricardo Salata^{1*} 

Débora Rinaldi² 

Alessandra Abreu Tramontin¹ 

Resumo

Este artigo investiga a evasão escolar entre jovens de 15 a 19 anos no Brasil, com foco no papel desempenhado pela origem social e pela distorção idade-série. Partindo da distinção teórica entre efeitos primários e secundários, examinamos em que medida a associação entre origem social e evasão é mediada pela distorção idade-série, tomada como indicador indireto de atraso e irregularidade da trajetória escolar. Utilizando dados da PNAD Contínua, estimamos modelos *logit* que inovam ao incorporar o atraso escolar também para jovens que já haviam abandonado a escola, superando uma limitação recorrente nas bases nacionais. Os resultados indicam que, embora a distorção idade-série esteja fortemente associada à evasão, sua capacidade explicativa é limitada quando comparada à da origem social. Mesmo após o controle por atraso escolar e inserção no mercado de trabalho, persistem diferenças substantivas nas probabilidades de abandono entre estratos socioeconômicos. Mais importante, observa-se que apenas uma parcela reduzida da associação entre origem social e evasão é mediada pelo atraso escolar.

¹Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul – PUCRS, Programa de Pós-Graduação em Sociologia e Ciência Política, Porto Alegre, RS, Brasil.

²Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS, Grupo de Pesquisa Avaliação de Políticas e Programas – AVALPP, Porto Alegre, RS, Brasil.

*Correspondência: andre.salata@pucrs.br

Assim, as evidências sugerem que os mecanismos que ligam desigualdades de origem à evasão não se restringem às diferenças de desempenho, mas envolvem, em grande medida, dimensões relacionadas às escolhas, expectativas e condições de permanência no sistema educacional. Portanto, ao apresentar evidências compatíveis com a relevância dos efeitos secundários, sem desconsiderar a existência de efeitos primários não observados, o artigo contribui para o debate sobre os processos que estruturam a evasão no Brasil, apontando para a relevância dos condicionantes sociais das decisões educacionais.

Palavras-chave: desigualdades socioeducacionais, estratificação social, evasão escolar, origem social, distorção idade-série.

School dropout, social origin, and age-grade distortion: evidence on primary and secondary effects

Abstract

This article investigates school dropout among young people aged 15 to 19 in Brazil, focusing on the role of social origin and age-grade distortion. Drawing on the theoretical distinction between primary and secondary effects, we examine the extent to which the association between social origin and school dropout is mediated by age-grade distortion, used as an indirect indicator of delayed and irregular educational trajectories. Using data from the Continuous National Household Sample Survey (PNAD Contínua), we estimate logit models that offer a methodological innovation by incorporating educational delay among young people who had already dropped out of school, thereby overcoming a recurrent limitation of Brazilian national datasets. The results indicate that, although age-grade distortion is strongly associated with school dropout, its explanatory power is limited compared with that of social origin. Even after controlling for educational delay and labor market participation, substantial differences in dropout probabilities persist across socioeconomic strata. More importantly, only a small proportion of the association between social origin and school dropout is mediated by educational delay. The evidence therefore suggests that the mechanisms linking inequalities of origin to school dropout are not limited to differences in academic performance but largely involve factors related to educational choices, expectations, and the conditions that enable students to remain in the education system. By presenting evidence consistent with the relevance of secondary effects-without disregarding the existence of unobserved primary effects-the article contributes to the debate on the processes shaping

school dropout in Brazil and highlights the importance of the social determinants of educational decisions.

Keywords: socioeducational inequalities, social stratification, school dropout, social origin, age-grade distortion.

1. Introdução¹

A Emenda Constitucional nº 59, promulgada no ano de 2009, tornou compulsória a educação básica dos quatro aos dezessete anos de idade no Brasil, estendendo, portanto, a obrigatoriedade para a pré-escola (4 a 5 anos) e o ensino médio (15 a 17 anos). A previsão inicial era de uma implementação progressiva até o ano de 2016, quando todas as crianças e jovens entre 4 e 17 anos deveriam estar frequentando o sistema educacional. A emenda seguia as diretrizes estabelecidas pelo Plano Nacional de Educação (PNE), cuja primeira e terceira metas previam justamente a universalização do acesso à escola, até 2016, para as faixas etárias de 4 a 5 anos e de 15 a 17 anos, respectivamente.

Infelizmente, no entanto, a evasão escolar² antes de completar o ensino médio ainda é uma realidade para milhares de jovens. No Brasil, hoje, a evasão começa a ocorrer de modo mais frequente aos quinze anos de idade, e a partir daí se intensifica de maneira acelerada até aproximadamente os 19 anos (Figura 1).³ Nesse contexto, segundo dados de 2023 provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADc) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2023, IBGE), entre os jovens de 20 a 24 anos de idade no país, 23,2% – ou 3,7 milhões – deixaram de frequentar a escola antes de completar o ensino médio. Embora esse

¹ Os autores agradecem aos revisores anônimos pelos seus valiosos comentários e sugestões, que contribuíram substancialmente para melhorar este artigo. Esta investigação contou com o apoio financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), através do projeto n.º 308034/2023-6, e da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Rio Grande do Sul (FAPERGS), através do projeto n.º 24/2551-0001172-2. O artigo foi desenvolvido no âmbito do INCT-Igualdade (Instituto Nacional de Aprendizagem Social e Promoção da Igualdade).

² Neste artigo, compreendemos evasão ou abandono como sinônimos, indicando o afastamento – temporário ou definitivo – do jovem em relação ao sistema de ensino. Essa definição mais abrangente é necessária em função das limitações dos dados que utilizamos.

³ Para as crianças de 5 e 6 anos, contudo, é razoável supor que a não frequência escolar reflita sobretudo atraso no ingresso ou na matrícula, e não evasão propriamente dita. Por essa razão, os valores da Figura 1 observados nessas idades devem ser interpretados com cautela.

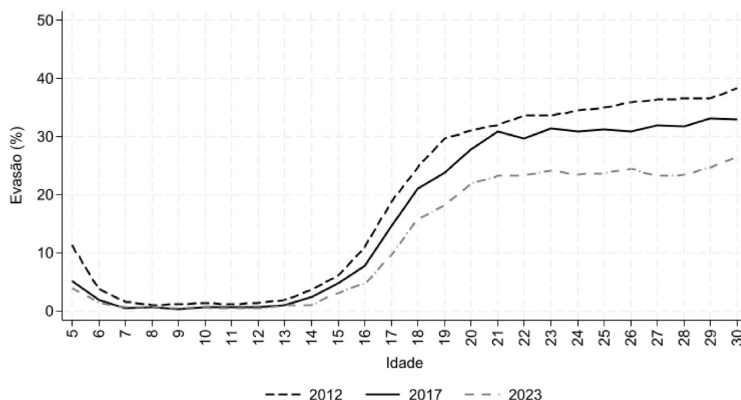


Figura 1. Percentual de pessoas fora da escola e sem ensino médio completo, por idade – Brasil, 2012, 2017 e 2023 (%).

Fonte: PNADc (IBGE). Tabulação própria.

percentual venha diminuindo – era de 30,1% em 2017 e de 32,9% em 2012 –, ainda é bastante significativo.⁴

O presente artigo dialoga com uma volumosa bibliografia, nacional e internacional, acerca dos fatores que condicionam a evasão, aumentando ou reduzindo as chances de os jovens continuarem a estudar antes de completar o ensino médio (Albuquerque, 2024; Salata, 2019; Tavares Júnior et al., 2016). A despeito de sua diversidade, um consenso presente na literatura é o de que a origem social dos jovens é um forte preditor de evasão, de modo que estudantes cujos pais possuem menores níveis de escolaridade e/ou rendimentos apresentam chances substantivamente maiores de abandonar a escola (De Witte et al., 2013; Rumberger, 2011; Hunt, 2008).

Restam, no entanto, muitas dúvidas e questões sobre os mecanismos que explicariam tal associação (Nogueira; Freitas Resende, 2022; Alves et al.,

⁴ Diante de tais dificuldades, inclusive, o governo federal formulou mais recentemente o programa “Pé-de-Meia” (Lei nº 14.818, de 16 de janeiro de 2024), que cria uma poupança para incentivar a permanência no ensino médio de alunos cujas famílias estão inscritas no Cadastro Único. Ou seja, a evasão entre jovens tem recebido grande atenção e mobilizado esforços por parte da sociedade brasileira nos últimos anos.

2013), e tais mecanismos podem ser divididos em “efeitos primários” e “efeitos secundários” (Jackson, 2013; Boudon, 1981). Em resumo, enquanto os efeitos primários dizem respeito à influência do nível socioeconômico de origem sobre as habilidades acadêmicas e o desempenho escolar (notas, rendimento, aprovação/reprovação etc.), os efeitos secundários fazem alusão ao condicionamento direto do *background* social sobre as decisões dos jovens de continuar estudando ou não.⁵

Outro ponto de convergência na literatura é o de que o processo de evasão (Newmann et al., 1992; Finn, 1989; Wehlage et al., 1989) passa, em grande medida, pelas dificuldades acadêmicas enfrentadas pelos estudantes, que muitas vezes têm como consequência mais palpável a retenção e o atraso escolar (Castro; Tavares Júnior, 2016; Soares et al., 2015; Shirasu; Arraes, 2016; Bruns et al., 2012; Gonçalves et al., 2008; Soares, 2006; Klein, 2005; Lopes de Leon; Menezes-Filho, 2002; Brandão et al., 1983). Ao repetir de ano uma ou mais vezes, o estudante ficaria desestimulado e, assim, o seu vínculo com a escola se enfraqueceria, aumentando as chances de abandono. Na raiz da evasão, portanto, estaria a repetência (Ribeiro, 1993, 1991).

Diante desse debate, neste trabalho temos como objetivos principais:

1. mensurar o peso do atraso escolar nas chances de evasão, comparando-o com a relevância de diversos outros fatores, em especial a origem social;
2. verificar o quanto da associação entre *background* social e evasão é mediada pelo atraso escolar, tomado como indicador indireto de uma trajetória escolar irregular.

Em relação à bibliografia e ao atual estado do conhecimento sobre o tema no Brasil, o artigo inova ao trazer um indicador acumulado de trajetória escolar – no caso, a distorção idade-série, entendida como atraso de dois anos ou mais em relação à trajetória escolar esperada – para uma investigação sobre evasão com representatividade nacional. Estudos de abrangência bem menor

⁵ Utilizamos o termo “decisão” sem necessariamente incorporar parcial ou totalmente os pressupostos da teoria da escolha racional. Partimos, no entanto, do entendimento de que todo e qualquer indivíduo possui agência, mesmo que esta seja atravessada pelos condicionamentos sociais pretéritos, presentes ou futuros (Gambetta, 1987).

já o fizeram (Soares et al., 2015; Shirasu; Arraes, 2016; Gonçalves et al., 2008), mas nenhum com dados que permitissem tratar de uma realidade mais ampla. Essa possibilidade só foi aberta a partir de 2016, com a publicação do suplemento de Educação nos microdados anuais da PNADc/IBGE acumulados no segundo trimestre. Dado que, nesse suplemento, pergunta-se àqueles que já haviam parado de estudar quantos anos tinham na época em que evadiram, torna-se possível calcular a distorção idade-série no momento da evasão. Como consequência, contornamos, ao menos parcialmente, uma das principais limitações das PNADs para este tipo de estudo, qual seja, a ausência de qualquer informação sobre rendimento ou trajetória escolar prévia.

Ao longo da análise, utilizamos dados das PNADs contínuas anuais de 2012 até 2023, mas com foco na PNADc de 2023, formada a partir dos dados agregados no segundo trimestre. O recorte principal adotado é o de jovens entre 15 e 19 anos de idade, pois essa é a faixa etária em que a evasão cresce de maneira acelerada. Os dados são trabalhados a partir de estatísticas descritivas e de modelos *logit* – cujas especificações e detalhes constam na seção metodológica.

Na próxima seção, realizamos um breve diálogo com a bibliografia sobre o tema aqui tratado, com foco nos estudos nacionais que abarcam a relação entre atraso escolar, repetência e evasão e a relação entre origem social e evasão escolar. A terceira seção, por sua vez, descreve os dados e a metodologia utilizados. A seção subsequente traz os resultados, que são descritos e discutidos à luz da bibliografia utilizada. Por fim, nas conclusões, apontamos as principais contribuições do artigo para o debate sobre o tema, assim como suas limitações.

2. Evasão, origem social e atraso escolar

A literatura nacional e internacional sobre evasão escolar é volumosa e já identificou inúmeros fatores associados a um maior ou menor risco de evasão entre os jovens (Albuquerque, 2024; De Witte et al., 2013). Tais fatores

poderiam ser classificados como individuais – incluindo aqui o sexo dos jovens, sua identificação racial, aspirações e motivações, rendimento escolar etc. – ou institucionais – características da escola que frequentam, perfil socioeconômico do bairro onde moram, estrutura familiar, rendimento, ocupação e escolaridade dos pais, entre outros. Dentre estes, destaca-se o estrato social da família de origem como um dos principais preditores da probabilidade de evasão (Rumberger, 2011). A Figura 2 torna evidente como, a despeito da tendência de redução da evasão entre jovens no Brasil ao longo dos últimos anos, ainda hoje a sua probabilidade de ocorrência é substantivamente maior entre aqueles com origem nos estratos de renda mais baixos.

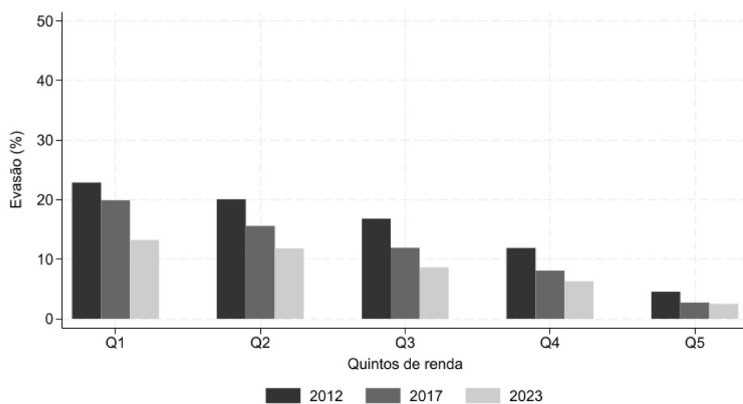


Figura 2. Evasão* entre jovens de 15 a 19 anos de idade, por quintos de renda domiciliar per capita – Brasil, 2012, 2017 e 2023 (%)

Fonte: PNADc (IBGE). Tabulação própria. *Antes de completar o ensino médio.

Também é consenso na literatura que a evasão é fruto de um longo processo de desengajamento do jovem em relação à escola (Newmann et al., 1992; Wehlage et al., 1989; Finn, 1989) e que a compreensão de tal processo passa pela identificação de variáveis exógenas – características

da família, nível socioeconômico da origem social, local de moradia, raça, sexo etc. – e também de variáveis endógenas, que fariam a mediação entre as primeiras e a evasão (Rumberger, 1983). Entre estas, incluem-se fatores como as aspirações e motivações dos jovens, sua participação no mercado de trabalho, características da escola frequentada, seu relacionamento com os demais estudantes, rendimento escolar, distorção idade-série etc.

No caso do Brasil, há uma vasta bibliografia sobre a relevância da repetência e, portanto, da distorção idade-série, para a explicação dos desfechos escolares entre jovens (Klein, 2005; Ribeiro, 1993; Ribeiro, 1991). Mais recentemente, estudos localizados chegaram, inclusive, a mensurar a influência do atraso escolar sobre a evasão.

Em uma pesquisa que abrangeu uma amostra de 3.418 entrevistados em Minas Gerais, Soares et al. (2015) trazem evidências de que o histórico prévio de reprovação tornaria os jovens mais vulneráveis ao abandono no ensino médio. Gonçalves, Rios-Neto e César (2008), por sua vez, acompanharam a trajetória escolar de uma coorte de alunos matriculados, em 1999, na 4ª série do ensino fundamental em escolas de algumas áreas urbanas das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste do país. Os alunos foram acompanhados até 2003, quando deveriam concluir a 8ª série. Os resultados do estudo mostram, entre outras coisas, que a repetência antes da 4ª série contribui de modo substantivo para a evasão ao longo do restante do ensino fundamental. Finalmente, Shirasu e Arraes (2016) analisaram dados longitudinais do Sistema de Avaliação Permanente da Educação Básica do estado do Ceará (SPAECE), que reúne dados de alunos daquele estado e de sua trajetória educacional. As evidências reunidas no estudo mostraram que alunos com histórico anterior de repetência tinham quase o dobro das chances de evadir. Estudos realizados no âmbito internacional tendem a corroborar a conclusão de que a repetência prévia é um importante preditor da evasão (UNESCO, 2008).

Na Figura 3, vemos que, no Brasil, o percentual de alunos em situação de distorção idade-série⁶ é significativo desde o início do ensino fundamental, mas se eleva consideravelmente a partir dos 16 anos de idade. Consideramos em situação de distorção idade-série os estudantes cuja idade é pelo menos dois anos superior à idade considerada adequada para o ano ou etapa de ensino frequentado. A distorção idade-série constitui, portanto, um indicador de atraso acumulado na trajetória escolar. Esse atraso pode decorrer de ingresso tardio, reprovações, interrupções da escolarização ou da combinação desses processos, sem que o indicador permita identificar isoladamente a sua causa.

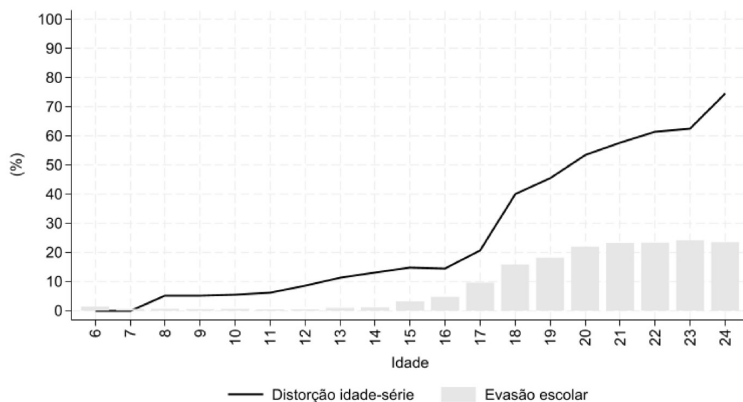


Figura 3. Distorção idade-série* e evasão escolar**, por idade – Brasil, 2023 (%)
Fonte: PNADc (IBGE). Tabulação própria. *Para jovens que frequentavam a escola e não haviam completado o ensino médio. **Antes de completar o ensino médio.

A mesma Figura 3 permite verificar que, ao chegar aos 18 anos, 39,9% dos jovens que frequentavam a escola e não haviam completado o ensino

⁶ Para os jovens que já haviam deixado de frequentar a escola, construímos uma medida adaptada de distorção idade-série, comparando a idade no momento da saída do sistema de ensino com o número de anos de estudo completos naquela ocasião. Os procedimentos de operacionalização são detalhados na seção “Dados e métodos”.

médio estavam em situação de distorção idade-série – ou seja, tinham concluído, no máximo, o primeiro ano do ensino médio. Vemos também que as tendências observadas para a taxa de distorção idade-série tendem a preceder aquelas para a taxa de evasão, de modo que esta última é menor que 1% até os 13 anos de idade, e só atinge os 20% aos 20 anos de idade. Ou seja, os dados vão na direção anteriormente apontada pela literatura no Brasil, que compreende a repetência e o atraso escolar como principais fatores na raiz da evasão (Tavares Júnior et al., 2012).

Conforme esperado, a probabilidade de evasão antes de completar o ensino médio é substantivamente maior entre os jovens que estavam em situação de distorção idade-série. Entre estes, o percentual de jovens entre 15 e 19 anos que não frequentam a escola nem completaram o ensino médio é de 21,2%, enquanto entre os demais jovens é de somente 6,5%. Assim, a repetência e o atraso escolar aparecem como importantes marcadores do processo de afastamento que levaria à evasão escolar (Rumberger, 2011). Isso pode ocorrer tanto porque a própria política de repetência produziria efeitos contraproducentes, estigmatizando os jovens e minando suas expectativas e seus interesses acadêmicos, quanto porque ela própria já seria fruto do desengajamento em relação à vida escolar, que culminaria posteriormente no abandono.

Há boas razões, empíricas e teóricas, portanto, para tomarmos a distorção idade-série como uma das mais relevantes variáveis endógenas no processo de evasão. Ao mesmo tempo, conforme pode ser verificado na Figura 4, o atraso escolar apresenta forte associação com o nível socioeconômico dos jovens: entre os jovens de 15 a 19 anos, o percentual em situação de distorção idade-série diminui de 27,4%, no primeiro quinto da distribuição da renda domiciliar *per capita*, correspondente ao grupo de menor renda, para 5,9%, no quinto superior, correspondente ao grupo de maior renda. Assim, nossa hipótese é que a associação entre a origem social do jovem e a evasão escolar seja majoritariamente mediada pela distorção idade-série.

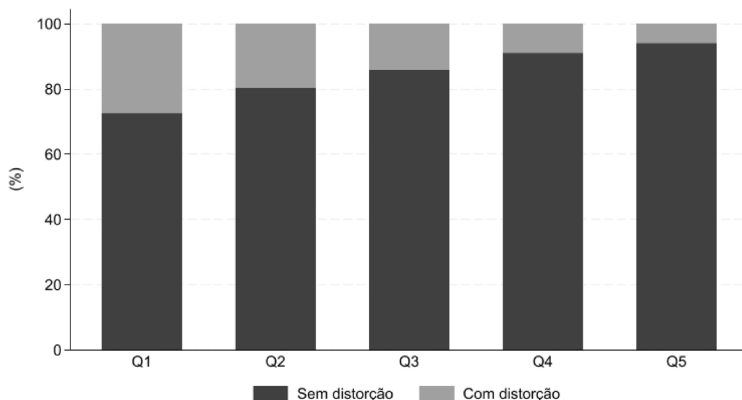


Figura 4. Percentual de distorção, por quintos da distribuição da renda domiciliar *per capita*, entre jovens de 15 a 19 anos – Brasil, 2023

Fonte: PNADc (IBGE). Tabulação própria.

2.1 Evasão, efeitos primários e secundários

Colocando em outros termos, nossa hipótese é de que os efeitos primários da origem social sobre a evasão seriam maiores que os efeitos secundários. Conforme definidos por Breen e Goldthorpe (1997):

Efeitos primários são todos aqueles que se expressam na associação existente entre as origens de classe das crianças [e jovens] e seus níveis médios de desempenho acadêmico demonstrado. Efeitos secundários, por sua vez, são aqueles expressos nas escolhas efetivas que as crianças [e jovens], possivelmente em conjunto com seus pais, fazem ao longo de suas trajetórias no sistema educacional – incluindo, por exemplo, a decisão de abandono.⁷ (Breen e Goldthorpe, 1997, p. 277)

⁷ Tradução própria. As informações entre colchetes foram adicionadas pelos autores do presente artigo.

Ou seja, a distinção entre efeitos primários e secundários parte de um cenário em que um jovem, após atingir determinado nível de ensino, deve tomar uma decisão – talvez em conjunto com sua família – entre continuar os estudos ou não. Tal decisão é condicionada, primeiro, por seu desempenho acadêmico prévio, que serve como indicador de probabilidade de sucesso acadêmico futuro. Segundo, é condicionada por outros fatores para além do rendimento acadêmico anterior, como os custos e benefícios subjetivamente associados a cada escolha. Efeitos primários dizem respeito às desigualdades educacionais que emergem do primeiro condicionante, e efeitos secundários àquelas que emergem do segundo (Boudon, 1981; Girard; Bastide, 1963).

Tal diferenciação surge da motivação em compreender os mecanismos que permitem, na sociedade moderna, certa estabilidade em termos das vantagens dos filhos dos estratos mais altos em suas chances de atingir os níveis educacionais mais raros (Shavit; Blossfeld, 1993). Essas desigualdades deveriam ser explicadas principalmente em função das diferenças de desempenho e habilidades acadêmicas entre os jovens de distintas classes sociais (efeitos primários)? Ou decorreriam majoritariamente das escolhas feitas por eles, a despeito do desempenho acadêmico anterior (efeitos secundários)? O objetivo da diferenciação conceitual é, portanto, permitir melhor identificar os caminhos por meio dos quais a origem social afeta o nível educacional alcançado (Jackson, 2013).

Em resumo, efeitos primários dizem respeito à parcela da associação entre origem social e resultados educacionais que é mediada pelo desempenho acadêmico. Já efeitos secundários se referem à parcela daquela associação que se dá de modo direto, independentemente do rendimento escolar, das notas, do histórico de repetências etc. (Blau; Duncan, 1967).

Aplicando-se essa lógica ao tema da evasão, a origem social poderia afetar a probabilidade de abandono escolar por dois caminhos distintos. Primeiro, estudantes provenientes de famílias dos estratos mais altos tenderiam a ser socializados em um ambiente mais favorável ao

aprendizado escolar, beneficiando seu desempenho acadêmico: desde muito cedo, eles receberiam maior quantidade de estímulos que são importantes no desenvolvimento de habilidades cognitivas e não cognitivas (Heckman, 2013); seus pais teriam melhores condições e capacidade para oferecer suporte e apoio em relação às tarefas escolares (Lareau, 2003); eles também desfrutariam, em seus domicílios, de uma cultura mais próxima das expectativas das escolas em relação ao comportamento dos estudantes (Bourdieu; Passeron, 1975).

Mas a origem social também afetaria a decisão entre continuar estudando ou não por meio de outros mecanismos para além do desempenho acadêmico. Entre estudantes com origem em estratos mais altos, os custos relativos de continuar estudando seriam mais baixos, assim como os riscos envolvidos (Breen; Goldthorpe, 1997). Além disso, dada a chamada “aversão à mobilidade descendente”, suas aspirações educacionais tenderiam a ser mais elevadas (Goldthorpe, 1996). Ainda, eles cresceriam rodeados de modelos sociais para os quais a educação constituiria um fator primordial em suas trajetórias, aumentando assim suas aspirações e expectativas educacionais (Wilson, 2012; Bourdieu, 2011). Consequentemente, mesmo entre estudantes com trajetória escolar semelhante, a chance de dar continuidade aos estudos seria maior para aqueles com origem em estratos mais altos.

Assim, nosso principal objetivo será mensurar a parcela da associação entre origem social e chances de evasão que é mediada pela distorção idade-série, sendo esta última tomada como indicador indireto de atraso e irregularidade da trajetória escolar. Quanto maior essa parcela, mais relevantes os efeitos primários e menos importantes os efeitos secundários para explicar a relação entre origem social e evasão antes de completar o ensino médio.

Portanto, a distinção entre efeitos primários e secundários será examinada, de modo aproximado, por meio de um esquema de mediação. Nesse esquema, a parcela da associação entre origem social

e decisão educacional que opera por intermédio da trajetória escolar prévia corresponde ao componente indireto ou mediado, enquanto a parcela que permanece após o controle pela trajetória corresponde ao componente direto ou não mediado. Os dois pares de termos, contudo, não são perfeitamente intercambiáveis. No presente artigo, utilizamos a terminologia “componentes mediados e não mediados” para descrever os resultados da decomposição estatística. A literatura sobre efeitos primários e secundários, por sua vez, é mobilizada como quadro de interpretação desses componentes, sem presumir uma equivalência empírica integral entre eles.

3. Dados e métodos

Os dados empregados na análise são provenientes da PNADc/IBGE para o ano de 2023 (último ano disponível até o momento da escrita deste artigo). Utilizamos a base anual consolidada no segundo trimestre por contar também, além das variáveis usuais, com um bloco suplementar de educação – cuja relevância será mais bem explicada alguns parágrafos à frente. Utilizamos os dados de indivíduos entre 15 e 19 anos de idade, por ser este o período em que há forte crescimento da evasão. Para que fosse possível mensurar a origem social dos jovens, selecionamos somente aqueles no papel de “filhos” ou “enteados” em seus domicílios, o que representava 77,7% dos casos. Ou seja, os resultados aqui reunidos são representativos somente para jovens que ainda moram com seus responsáveis, sendo esta a principal limitação metodológica do artigo. Conforme a Tabela A1, nos Anexos, nossa amostra analítica contém 26.472 casos.

Utilizamos modelos do tipo *logit* (Powers; Xie, 2008), tendo o indicador de evasão como variável dependente [0: não evadiu; 1: evadiu]. Aos jovens que frequentavam a escola ou já haviam concluído o ensino médio foi atribuído o valor “0”; àqueles que, sem ter completado o ensino médio, não frequentavam a escola, foi atribuído o valor “1”. Assim, os modelos estimam,

para o conjunto dos jovens de 15 a 19 anos da população analisada, a probabilidade de se encontrar fora da escola sem a credencial do ensino médio no momento da pesquisa.⁸ Todos os modelos foram estimados no software Stata/BE v.19, utilizando pesos amostrais para calibragem, sem, no entanto, expandir artificialmente a amostra.

Utilizamos as seguintes variáveis independentes: *dummies* de idade (referência: 15 anos), sexo (referência: mulheres), cor ou raça (referência: brancos), região geográfica (referência: norte), tipo de local de moradia (referência: rural), presença de cônjuge no domicílio (referência: sem cônjuge) e número de irmãos conviventes (contínua). A Tabela A1, em Anexo, lista todas as categorias e seu tamanho relativo dentro da amostra analítica.

Além das variáveis utilizadas somente como controles, acima mencionadas, os modelos incluem o nível socioeconômico de origem, a distorção idade-série e a situação de trabalho dos jovens.

O estrato de origem foi operacionalizado a partir das seguintes informações: quintos da renda total domiciliar *per capita* e o maior nível de escolaridade entre o chefe e o cônjuge (quando presente) no domicílio de moradia do jovem.⁹ As informações foram, então, submetidas a uma análise de correspondência múltipla (ACM) (Le Roux; Rouanet, 2009), que incorporou o peso amostral da PNAD Contínua e estimou quatro dimensões. Após a inspeção dos autovalores e do gráfico de sedimentação, retivemos somente a primeira dimensão, responsável por 91,8% da inércia.

⁸ A inclusão dos concluintes na categoria de referência decorre da definição do desfecho. Esses jovens completaram a etapa educacional antes de sair definitivamente do conjunto de pessoas que poderiam abandoná-la sem conclusão. Excluí-los significaria condicionar a análise à não conclusão do ensino médio e produziria uma estimativa diferente: a probabilidade de não frequência apenas entre os jovens que ainda não haviam obtido a credencial.

⁹ Os anos de estudo foram harmonizados segundo a estrutura do ensino fundamental de oito anos, de modo a tornar comparáveis trajetórias realizadas sob diferentes organizações do sistema educacional. Nessa métrica, oito anos correspondem à conclusão do ensino fundamental e onze anos à conclusão do ensino médio. Foram utilizadas as seguintes faixas: sem escolaridade; 1 a 4 anos; 5 a 8 anos; 9 a 11 anos; e 12 anos ou mais.

Para cada indivíduo, extraímos a coordenada da linha na primeira dimensão da ACM. Essas coordenadas individuais foram posteriormente submetidas a uma análise de agrupamentos não hierárquica do tipo *K-means* (Aldenderfer; Blashfield, 1984). O procedimento foi estimado com cinco agrupamentos, utilizando como medida de dissimilaridade a distância euclidiana quadrática. A inicialização aleatória do algoritmo foi realizada com a especificação *krandom* e semente 25.0076, garantindo a reprodutibilidade da solução. Antes da estimação, os casos foram ordenados pelos identificadores de ano, trimestre, unidade primária de amostragem e domicílio, de modo a manter uma ordenação original da base. O grupo situado no extremo de menor renda e escolaridade foi denominado “muito baixo”, seguido pelos grupos “baixo”, “médio”, “alto” e “muito alto” – conforme pode ser constatado na Figura A1, nos Anexos.

A distorção idade-série (Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira, 2024), por sua vez, constitui um indicador acumulado de atraso ou irregularidade da trajetória escolar, expresso pela defasagem entre a idade do estudante e a etapa de ensino alcançada. Ela foi calculada por meio da relação entre a idade do jovem e os anos de estudo completos. Para os jovens que haviam evadido, em vez da idade atual foi utilizada a idade na época em que deixaram de frequentar a escola pela última vez.¹⁰ A distorção idade-série ocorre quando os anos de estudo completos estão dois ou mais anos abaixo do esperado de acordo com a idade – atual ou à época da evasão – do estudante. Por exemplo, um jovem seria considerado em distorção idade-série se, aos quinze anos, tivesse completado menos de oito anos de estudo.¹¹ Ou, se aos dezesseis registrasse menos de nove anos de estudo completos. Assim, sucessivamente, até

¹⁰Desde 2019, o IBGE coleta essa informação (variável V3034A) na PNADc anual agregada no segundo trimestre, o que permite o cálculo da distorção idade-série também para quem não frequenta mais a escola.

¹¹Considerando o ensino fundamental com duração de nove anos.

chegar ao ponto de corte de menos de doze anos de estudo completos para o jovem de 19 anos de idade.

Essa operacionalização aproxima-se da noção convencional de distorção idade-série, mas não reproduz integralmente o indicador oficial calculado para estudantes matriculados com base na idade e no ano ou série frequentado. A adaptação é necessária para que o atraso escolar possa ser estimado também no momento da evasão.

Testamos também indicadores de atraso escolar que diferenciassem distorções mais leves e mais graves; no entanto, os resultados apontaram não haver melhorias significativas no ajuste do modelo. Assim, o indicador utilizado é uma variável *dummy* que assume o valor “1” no caso de haver distorção idade-série no momento da entrevista (para os que frequentam a escola) ou quando o jovem deixou de frequentar a escola (para os que evadiram).

Embora possa decorrer de reprovações e estar associada a dificuldades de aprendizagem, a distorção idade-série não constitui uma medida direta de desempenho acadêmico, podendo também resultar de ingresso tardio, interrupções da escolarização ou outras descontinuidades da trajetória educacional. No entanto, diante da ausência, na PNAD contínua, de notas, proficiências ou outras medidas diretas de aprendizagem, utilizamos a distorção idade-série como um indicador indireto e limitado de trajetórias escolares marcadas por atraso.

Finalmente, os modelos contaram também com uma variável indicadora da situação de trabalho dos jovens, diferenciando os jovens que não trabalham (referência), os que trabalham com carga semanal de até 20 horas e aqueles com carga de trabalho superior a 20 horas semanais. Conforme apontado pela literatura, o trabalho com carga horária mais elevada está associado a uma maior probabilidade de evasão (Salata, 2019; McNeal; Ralph, 1997; Warren, 2002; Warren; Lee, 2003). Isso pode ocorrer tanto porque o tempo e a energia dedicados a ele acabam por prejudicar as atividades acadêmicas quanto porque a própria participação no mercado de trabalho já seria

um sintoma do afastamento em relação à escola. Além disso, assim como o atraso escolar, a entrada precoce no mercado de trabalho seria também um importante mediador da associação entre origem social e evasão, já que jovens provenientes dos estratos mais baixos tendem a ingressar no mercado de trabalho mais cedo. Por essa razão, a situação de trabalho dos jovens receberá também uma atenção especial em nossa análise.

A fim de encontrar a melhor especificação, foram rodados sete modelos aninhados, cujos principais parâmetros se encontram na Tabela A2, em Anexo. A cada modelo, do primeiro ao sétimo, foram adicionados novos blocos de variáveis, o que nos permite verificar aquele que apresenta melhor ajuste aos dados – por meio das estatísticas de ajuste, na base da tabela. Embora os termos de interação do Modelo 7 tenham se mostrado conjuntamente significativos no teste de Wald,¹² sua inclusão produziu alterações médias inferiores a um ponto percentual nas probabilidades preditas e uma melhora de apenas 0,27% no *Brier score*.¹³ Como as conclusões substantivas dos efeitos permaneceram estáveis quando comparados os dois modelos mais completos, optou-se pelo Modelo 6 como especificação principal, mais parcimoniosa e diretamente alinhada ao objetivo de estimar associações mediadas e não mediadas. O Modelo 7 foi utilizado como análise complementar da heterogeneidade dos efeitos. Assim, salvo nos casos em que for explicitado de outra forma, os resultados apresentados na próxima seção são provenientes do modelo de número seis.

4. Resultados

A Figura 5 expressa graficamente a força de cada um dos coeficientes (betas) presentes no modelo. Fatores menos associados à evasão tendem a

¹²Wald $\chi^2(4) = 32,8$; $p < 0,001$.

¹³O *Brier score* mede a precisão das probabilidades previstas por um modelo para um desfecho binário. Ele corresponde ao erro quadrático médio entre a probabilidade estimada e o resultado observado.

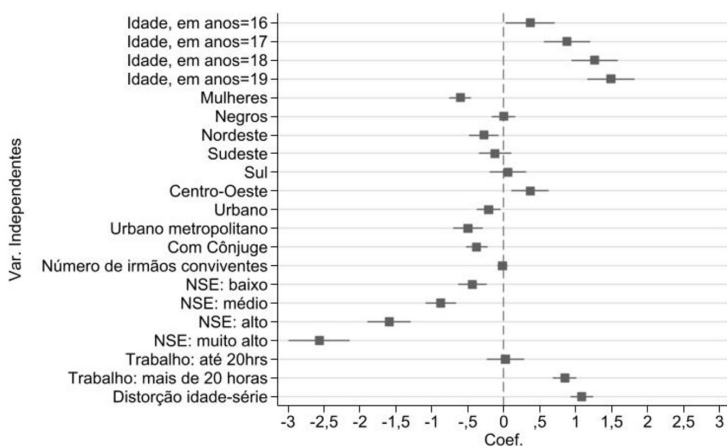


Figura 5. Coeficientes do modelo *logit* para evasão escolar entre jovens de 15 a 19 anos de idade – Brasil, 2023

Fonte: PNADc (IBGE). Tabulação própria.

ficar mais próximos da linha de referência (pontilhada), enquanto aqueles com maior intensidade se encontram mais distantes. Pontos à esquerda da linha pontilhada indicam associação negativa com a evasão, e pontos à direita indicam associação positiva.

Claramente, a probabilidade de estar fora da escola sem ter concluído o ensino médio cresce com a idade e é maior entre jovens do sexo masculino, provenientes de famílias com baixo nível socioeconômico e de estrutura uniparental, que trabalham mais de vinte horas por semana e que estão em situação de distorção idade-série. Morar em grandes centros urbanos e metropolitanos, por sua vez, tende a aumentar a probabilidade de evasão. Finalmente, uma vez controlados os demais fatores, a cor ou raça dos jovens não se mostra associada a uma maior ou menor probabilidade de abandono antes de completar o ensino médio. Logo, os resultados iniciais vão na direção esperada e já conhecida pela literatura mencionada em seções anteriores.

Há, no entanto, novidades importantes. A primeira delas é a mensuração do peso da distorção idade-série para a evasão em nível

nacional. Mesmo mantendo constantes as demais variáveis, incluindo o nível socioeconômico, a chance de evasão aumenta em 195% entre jovens com atraso escolar.¹⁴ Esse aumento é levemente superior ao encontrado entre jovens com carga de trabalho maior que vinte horas semanais, que fica em 134% – ainda que essa diferença não seja estatisticamente significativa, conforme indicado pela sobreposição dos intervalos de confiança dos dois pontos inferiores na Figura 5.

A segunda novidade, no entanto, é que o nível socioeconômico da família de origem continua sendo o principal preditor de evasão, mesmo quando inserimos a variável indicadora de distorção idade-série no modelo – conforme bem representado na Figura 5. A chance de evasão de um jovem com origem em uma família de nível socioeconômico muito baixo é 11,9 vezes maior que a de outro jovem proveniente de uma família do estrato muito alto. Reduzindo a distância, se o jovem vier de uma família de nível socioeconômico baixo, sua chance é 3,91 vezes maior que a daquele com origem em um arranjo familiar do tipo alto.

Queremos verificar, contudo, o quanto da associação entre a origem social e a evasão seria mediada pelo atraso escolar. A Figura 6, ao representar os efeitos marginais médios (EMM)¹⁵ da tipologia de nível socioeconômico, separadamente nos modelos aninhados de número quatro, cinco e seis, auxilia-nos a responder àquela questão. Para cada categoria de nível socioeconômico, calculamos o efeito marginal médio no modelo 4, que não inclui a situação de trabalho nem a distorção idade-série, no modelo 5, que inclui a situação de trabalho, e no modelo 6, que adiciona o indicador de atraso escolar. Logo, caso haja, com a inclusão desses dois fatores – situação de trabalho e atraso escolar –, redução significativa na associação entre as categorias de origem social e a

¹⁴Para os coeficientes em termos de razões de chance, consultar a Tabela A2.

¹⁵O efeito marginal é a mudança esperada na variável dependente – no caso, a probabilidade de evasão – pela mudança de uma unidade na variável independente – no caso, o estrato de origem (Powers; Xie, 2008).

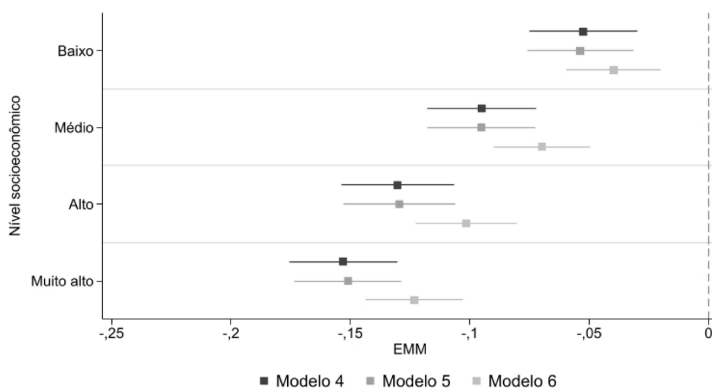


Figura 6. Efeitos Marginais Médios (EMM) do nível socioeconômico em relação às chances de evasão escolar, de acordo com o modelo estatístico – Brasil, 2023

Fonte: PNADc (IBGE). Tabulação própria.

evasão escolar, será uma evidência de que eles atuariam como mediadores entre a origem e o abandono (Mize et al., 2019; Williams; Jorgensen, 2023).¹⁶

Na Figura 6, os efeitos marginais médios são calculados em comparação com o estrato socioeconômico muito baixo, adotado como categoria de referência. Valores negativos indicam que os jovens de uma dada categoria apresentam menor probabilidade estimada de evasão. Assim, quanto mais à esquerda da linha de referência, maior é a redução da probabilidade de evasão em relação ao estrato muito baixo.

Verificamos, primeiro, que incluir a situação de trabalho do jovem (quinto modelo) não produz quase nenhuma alteração nos parâmetros. Segundo, quando incluímos a variável indicadora de distorção idade-série,

¹⁶É reconhecido na literatura que a comparação dos coeficientes de modelos *logit* aninhados é afetada por um problema de reescalonamento (Mood, 2010; Karlson et al., 2012). Por essa razão, realizamos as comparações por meio dos efeitos marginais médios, expressos diretamente na escala da probabilidade. Além de possuírem interpretação substantiva mais imediata, os efeitos marginais não estão sujeitos ao mesmo problema de reescalonamento e podem ser utilizados na comparação de associações e mediações a partir de modelos aninhados (Mize et al., 2019; Williams; Jorgensen, 2023).

observa-se uma leve aproximação dos efeitos em direção a zero, indicando uma pequena atenuação da associação entre nível socioeconômico e evasão. No entanto, essa redução está longe de ser estatisticamente significativa no nível de 95%. Ou seja, os resultados indicam que, embora sejam importantes fatores associados à evasão antes de completar o ensino médio, nem a situação de trabalho nem o atraso escolar são muito relevantes na mediação entre a origem social e o abandono antes de completar o ensino médio.

A análise que estamos realizando pressupõe que o atraso escolar seja um bom indicador de graves dificuldades de aprendizado. Contudo, alguns locais no Brasil adotam políticas de não repetência,¹⁷ em cujo âmbito a distorção idade-série pode deixar de ser uma referência robusta para inferir comprometimentos no desenvolvimento escolar. Como exercício aproximativo de sensibilidade, reestimamos os modelos excluindo unidades federativas cujas redes estaduais apresentam maior adesão a políticas de não repetência. Assim, rodamos o mesmo modelo adotando os seguintes recortes:¹⁸ 1. Retirando as unidades da Federação que mais utilizam progressão automática (São Paulo, Minas Gerais e Mato Grosso); 2. Selecionando somente as unidades da Federação que mais utilizam progressão automática (São Paulo, Minas Gerais e Mato Grosso).

Esses exercícios, entretanto, possuem alcance limitado. A classificação utilizada refere-se principalmente às políticas das redes estaduais, ao passo que a distorção idade-série observada entre jovens de 15 a 19 anos resulta de toda a sua trajetória educacional. Uma parcela relevante dessa trajetória ocorreu durante o ensino fundamental, frequentemente em redes

¹⁷Nesse modelo, em vez de o estudante poder ser reprovado anualmente caso não atinja o desempenho esperado, a retenção passa a ocorrer apenas ao final de cada ciclo, geralmente com duração de três anos. A progressão continuada foi implementada no Brasil com a promulgação da Lei de Diretrizes e Bases (LDB) da educação, em 1996. A norma legal autorizou a adoção desse novo formato de avanço escolar, mas não o impôs como obrigatório. Cada estado e município tem autonomia para decidir sua implementação e definir as regras específicas.

¹⁸Para tal classificação, tomamos como referência o artigo de Machado et al. (2020).

municipais, que podem adotar regimes de progressão distintos daqueles vigentes nas respectivas redes estaduais. Além disso, existe heterogeneidade entre municípios, escolas e dependências administrativas dentro de uma mesma unidade federativa. Consequentemente, devem ser interpretados apenas como testes contextuais aproximados, destinados a verificar se os resultados substantivos se mantêm em conjuntos de unidades federativas com diferentes configurações institucionais.

Como pode ser visto na Figura A3 e na Figura A4, em Anexo, mesmo adotando aqueles recortes, os principais resultados e conclusões se mantêm. A despeito de diferenças pontuais, o nível socioeconômico e o atraso seguem como importantes preditores da evasão. E, naquilo que mais nos interessa, a maior parte do efeito do estrato de origem sobre a probabilidade de abandono permanece ocorrendo de modo não mediado pela distorção idade-série ou pela situação de trabalho. A estabilidade dos resultados nesses recortes, contudo, não permite concluir que as políticas de não repetência sejam irrelevantes para a relação entre trajetória escolar e evasão. Indica apenas que as principais associações encontradas não parecem depender exclusivamente da inclusão de unidades federativas cujas redes estaduais apresentam maior adesão a tais políticas.

Na Figura 7, voltamos a trabalhar com os dados completos e buscamos expressar graficamente o resultado da decomposição dos efeitos marginais médios das categorias de nível socioeconômico em dois componentes: mediado e não mediado. O primeiro diz respeito à porção da associação entre origem e probabilidade de evasão que é mediada pela situação de trabalho ou pelo atraso escolar.¹⁹ Já o segundo alude à porção daquela associação que se dá de modo direto e não mediado.

A fim de chegar aos valores estimados, procedemos da seguinte maneira: para cada categoria de nível socioeconômico, utilizamos os efeitos

¹⁹Dado que, conforme a Figura 6, a situação de trabalho em quase nada interfere nessas associações, o exercício da Figura 7 pode ser tomado como expressando quase exclusivamente o papel de mediação da distorção idade-série.

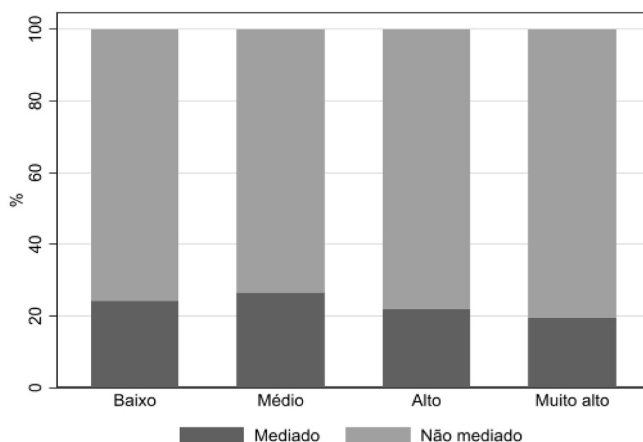


Figura 7. Decomposição da associação entre nível socioeconômico e evasão em componentes mediados e não mediados – Brasil, 2023

Fonte: PNADc (IBGE). Tabulação própria.

marginais médios no modelo 4, que não inclui a situação de trabalho nem a distorção idade-série, e no modelo 6, que inclui ambos os indicadores – conforme apresentados na Figura 6. A proporção não mediada foi definida como a razão entre o valor absoluto do EMM do modelo 6 e o valor absoluto do EMM do modelo 4. Já a proporção mediada corresponde ao complemento dessa razão em relação à unidade. Em outros termos, ela expressa a redução proporcional da associação estimada na escala da probabilidade após a inclusão dos mediadores.

Na Figura 7, podemos visualizar a predominância da categoria “não mediado” – cinza claro – em relação à categoria “mediado” – cinza escuro. Entre 75,7% e 80,4% da associação estimada entre as categorias de origem socioeconômica e a evasão não é mediada pela distorção idade-série nem pela inserção no mercado de trabalho. Esse componente não mediado é compatível com a atuação de mecanismos tradicionalmente classificados como efeitos secundários, relacionados às escolhas, expectativas e condições de permanência escolar.

O resultado, portanto, vai na direção contrária daquela projetada por nossa hipótese. Contudo, como não dispomos de medidas diretas de aprendizagem, ele pode também conter dimensões dos efeitos primários não captadas pelo indicador de atraso escolar. Por essa razão, sugerimos cautela na interpretação de tais resultados.

Em modelos *logit*, a decomposição entre efeitos diretos e indiretos não pode ser realizada diretamente por meio dos coeficientes, porque eles não são totalmente comparáveis entre modelos diferentes. Contornamos esse problema, na Figura 6 e na Figura 7, utilizando os EMM, que expressam diretamente a variação esperada na probabilidade de ocorrência da evasão. Como teste de robustez, realizamos também a decomposição pelo método Karlson–Holm–Breen (KHB), especificamente desenvolvido para separar a mudança substantiva da alteração decorrente do reescalonamento em modelos *logit* aninhados. Os resultados, apresentados na Figura A2, conduzem às mesmas conclusões substantivas obtidas pela comparação dos efeitos marginais médios.

Um modo mais intuitivo de compreender os resultados do modelo é por meio de probabilidades preditas. Os dados da Figura 8 foram estimados a partir do nosso sétimo modelo, a fim de permitir que os efeitos de origem social e repetência pudessem interagir. No gráfico, então, temos a probabilidade média estimada de evasão, de acordo com o estrato socioeconômico de origem do jovem e sua situação em termos de distorção idade-série. Os valores das demais variáveis são mantidos constantes.

Vemos, pela distância entre as duas retas, que jovens com distorção apresentam sempre maiores probabilidades de evasão e, pela inclinação das retas, que ter origem em estratos mais altos reduz drasticamente a probabilidade de abandono, independentemente da condição de atraso. Do ponto de vista de nossos objetivos neste artigo, a evidência mais relevante da Figura 8 é que, mesmo para jovens que não estão em situação de distorção, vir de uma família com baixo nível socioeconômico aumenta drasticamente a probabilidade de evasão antes de completar o ensino médio.

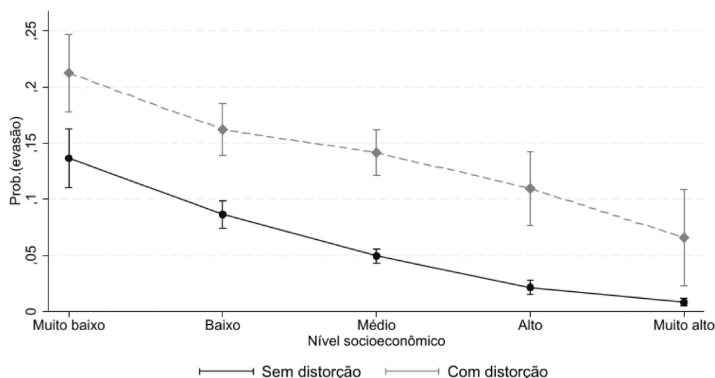


Figura 8. Probabilidades preditas para evasão, de acordo com o nível socioeconômico dos jovens – Brasil, 2023

Fonte: PNADc (IBGE). Tabulação própria.

A probabilidade salta de 0,8% para 13% quando comparamos jovens, sem atraso, com famílias de perfil muito alto e muito baixo. Caso um jovem vindo do estrato inferior apresente distorção idade-série, sua probabilidade de evasão pula para 21%. Ou seja, ambos os efeitos, de origem e repetência, são relevantes e se somam. No entanto, mesmo quando comparamos somente jovens com ou sem distorção, o fato de possuir origem em famílias de estratos mais baixos eleva substancialmente a probabilidade de evasão.

No bloco complementar sobre educação da PNADc, também se pergunta qual o motivo para o jovem ter parado de frequentar a escola, sendo fornecidas doze possibilidades²⁰ de resposta.²¹ Agregamos as respostas

²⁰ A resposta não é necessariamente fornecida pelo jovem, mas muitas vezes pelo familiar que foi entrevistado.

²¹ 1. Precisava trabalhar; 2. Não tinha escola na localidade ou esta ficava distante; 3. Faltava vaga na escola ou não tinha turno letivo desejado; 4. Faltava dinheiro para pagar mensalidade, transporte, material escolar etc.; 5. Por gravidez; 6. Tinha que realizar afazeres domésticos ou cuidar de criança, adolescente, idoso ou pessoa com deficiência; 7. Desistiu por não aprender ou por excesso de repetência; 8. Ter concluído o nível de estudo que desejava; 9. A escola não era adaptada para pessoa com deficiência; 10. Por ter problema de saúde permanente; 11. Não tinha interesse em estudar; 12. Outro motivo.

em nove categorias:²² 1. trabalho; 2. inexistência de escola, vaga ou turno adequado nas proximidades; 3. despesas escolares; 4. gravidez; 5. afazeres domésticos ou cuidado de outras pessoas; 6. dificuldades de aprendizagem e/ou repetência; 7. falta de interesse em estudar; 8. problemas de saúde; e 9. outros motivos. A Figura 9 traz a distribuição de tais respostas, de acordo com o nível socioeconômico dos jovens.²³

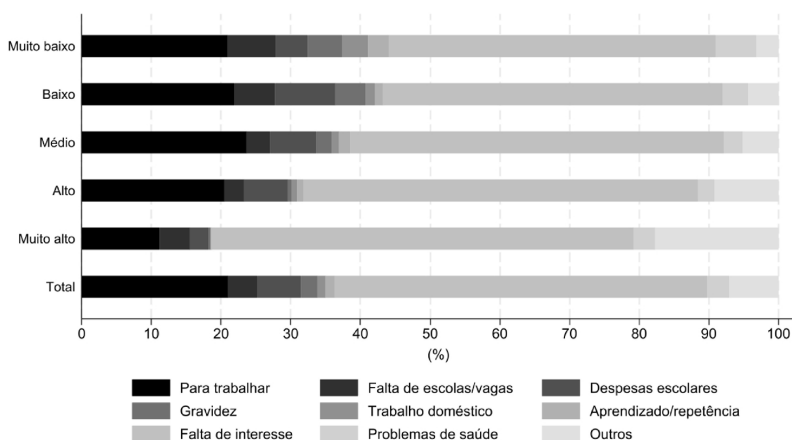


Figura 9. Principal motivo para o jovem (15 a 19 anos) ter parado de frequentar a escola, por nível socioeconômico – Brasil, 2023

Fonte: PNADc (IBGE). Tabulação própria.

A maior parte dos jovens (53,5%) afirma ter deixado a escola por falta de interesse em continuar estudando. Em seguida, mas muito atrás, aparece o trabalho (20,4%), outros motivos (7%), despesas escolares (6,2%), falta de escolas ou vagas nas proximidades (4,2%), problemas de saúde (3,1%),

²²Para tanto, unimos as categorias 2 e 3, 8 e 11 e 9 e 10.

²³Essas informações devem ser interpretadas como descrições retrospectivas e sintéticas da saída da escola, e não como medidas diretas dos mecanismos causais da evasão. A seleção de um único motivo principal pode condensar processos múltiplos e interdependentes, desenvolvidos ao longo da trajetória escolar.

gravidez (2,3%), por não aprender ou por excesso de repetência (1,3%), e, finalmente, em função do trabalho doméstico (1,1%). O padrão se mantém em todos os estratos sociais, com a seguinte tendência: aumento do percentual da falta de interesse e redução do trabalho, conforme caminhamos dos estratos mais baixos em direção aos mais altos.

Dois pontos devem ser destacados aqui. Primeiro, o fato de a falta de interesse em continuar estudando ser apontada, com larga diferença, como a principal razão para os jovens deixarem de estudar, em todos os estratos. Segundo, os problemas de aprendizado e repetência são muito pouco citados, mesmo para os jovens com origem em estratos mais baixos.

Assim, os dados da Figura 9 qualificam alguns dos resultados alcançados por meio dos modelos *logit*. Vimos que a origem em estratos mais baixos é o principal preditor da evasão antes de completar o ensino médio e que a maior parte da associação entre nível socioeconômico e abandono não é mediada pela distorção idade-série. É possível, então, considerando as respostas registradas para os jovens na pesquisa, que grande parte daquela associação passe por mecanismos por meio dos quais a origem social condiciona as aspirações e expectativas educacionais dos jovens – e, assim, sua motivação para frequentar a escola –, para além da repetência em si.

É importante ressaltar que a categoria de falta de interesse não deve ser interpretada como uma causa elementar ou exclusivamente individual da evasão. Muito pelo contrário, em nossa compreensão, como deve estar claro, ela chama a atenção para a produção social do desinteresse (Koerich, 2025). É provável que este constitua a expressão subjetiva de um processo acumulado de desengajamento, envolvendo dificuldades acadêmicas, reprovações, relações frágeis com professores e colegas etc. Também é possível que a formulação das respostas àquela pergunta da PNADc seja afetada pela maneira como o jovem ou sua família reconstrói retrospectivamente uma experiência potencialmente estigmatizante, constituindo-se em uma categoria de resposta socialmente mais desejável. Assim, as informações apresentadas na Figura 9 devem ser interpretadas com cautela.

5. Discussão dos resultados e conclusões

De modo resumido, os resultados alcançados poderiam ser assim descritos: 1. a distorção idade-série, entendida como indicador acumulado de atraso e irregularidade da trajetória escolar, é um forte preditor da evasão escolar, embora sua associação seja menos intensa que a observada para a origem social; 2. apenas uma pequena parcela do efeito da origem social sobre a evasão é mediada pela distorção idade-série. Esses resultados mostram que a relação entre origem social e abandono não pode ser reduzida aos mecanismos que produzem atraso escolar. A ampla parcela não mediada é compatível com a relevância de mecanismos relacionados às aspirações, expectativas, custos e condições sociais de permanência, tradicionalmente associados na literatura aos denominados efeitos secundários. Entretanto, dada a ausência de medidas diretas de aprendizagem, os resultados não permitem afirmar que todo o componente não mediado corresponda exclusivamente a efeitos secundários.

Na literatura sobre evasão escolar, há consenso de que ela é fruto de um processo de longo prazo, e não algo pontual (Newmann et al., 1992; Finn, 1989), e de que a origem em famílias com poucos recursos econômicos, culturais e sociais é um forte fator de risco para o abandono escolar na juventude (De Witte et al., 2013; Rumberger, 2011). As evidências aqui reunidas corroboram essas afirmações. Mas vão além.

Hoje, no Brasil, 18,6% dos jovens²⁴ no estrato socioeconômico muito baixo²⁵ evadiram. Entre aqueles com origem na camada muito alta, no entanto, o percentual é de somente 1,03%. Ou seja, a probabilidade de os primeiros abandonarem a escola antes de completar o ensino médio é mais de dezoito vezes maior. Como explicar tamanha diferença?

Uma possível explicação é que famílias com menor volume de recursos têm menos chances de fornecer os estímulos e o suporte necessários para que seus filhos tenham rendimento escolar satisfatório (Heckman,

²⁴De 15 a 19 anos de idade, no papel de filhos ou enteados no domicílio.

²⁵De acordo com a tipologia que criamos.

2013; Lareau, 2003). Consequentemente, suas chances de atraso escolar aumentam de modo significativo. Após repetir de ano, esse jovem fica desestimulado, reforçando seu desengajamento em relação à escola. Com isso, a evasão acaba por se tornar uma opção mais atrativa. Denominamos esse modelo,²⁶ que pressupõe fortes efeitos primários (Jackson, 2013; Boudon, 1981), de “vulnerabilidade-atraso-evasão” (VAE).

Outra possibilidade é que a origem em domicílios com menor aporte de recursos econômicos, culturais e sociais e, portanto, com menor exposição a exemplos de sucesso escolar, torne mais modestas as aspirações e expectativas dos jovens (Salata et al., 2025; Gale; Parker, 2015), em especial no que toca às suas ambições educacionais (Reay, 2017; Wilson, 2012; Bourdieu, 2011). Por conseguinte, mesmo em situações em que o desempenho acadêmico do jovem não tenha sido substantivamente prejudicado, sua menor motivação para alcançar níveis educacionais mais altos, ou a menor centralidade da escola em suas aspirações e de sua família, tornaria a evasão uma opção sempre presente, especialmente em momentos de dificuldades de qualquer ordem. Esse modelo, que assume como premissa a atuação principalmente de efeitos secundários, denominamos “vulnerabilidade-motivação-evasão” (VME).

Certamente, tais modelos estão longe de serem autoexcludentes e, na realidade, ambos atuam para gerar as desigualdades acima mencionadas. O segundo, contudo, denominado VME, apresenta maior proximidade com as evidências que reunimos na seção anterior do artigo. Afinal, observamos que entre 75,7% e 80,4% da associação entre as categorias de origem socioeconômica e a evasão não é mediada pela distorção idade-série (nem pela inserção no mercado de trabalho). Isso sugere que a maior parte da relação entre o estrato de origem e a probabilidade estimada de evasão escolar decorre de mecanismos que não envolvem a repetência. Ademais, 53,5% dos jovens que evadiram afirmam ter deixado a escola por falta de interesse ou motivação; e apenas 1,3% por não aprender ou por excesso de

²⁶ Modelos são simplificações intencionais da realidade, utilizadas com o fim de torná-la mais compreensível.

repetência. Logo, os resultados que encontramos vão em sentido contrário ao previsto por nossa hipótese inicial.

Nossa análise, entretanto, não está livre de limitações metodológicas importantes que sugerem parcimônia ao interpretar os resultados. Destacamos duas delas. Primeiro, por limitação dos dados, tivemos que selecionar somente os jovens no papel de filhos ou enteados em seus domicílios. Segundo, e talvez mais importante, os dados da PNADc não nos fornecem informações mais detalhadas que permitam identificar e compreender os mecanismos que atuam na associação entre perfil socioeconômico da família e evasão. Pouco sabemos, na escala microsociológica, sobre os mecanismos que dão origem à forte associação direta – na escala macrosociológica – entre origem social e resultados educacionais (Nogueira; Freitas Resende, 2022). Consequentemente, os resultados não permitem determinar quais instrumentos específicos de política pública seriam mais eficazes para reduzir a evasão.

Mesmo assim, os resultados podem oferecer reflexões importantes para o debate sobre as políticas de permanência escolar. Os resultados reunidos neste artigo sugerem que o enfrentamento do abandono talvez não deva se restringir a intervenções voltadas à correção do atraso escolar. Políticas de apoio à aprendizagem e à regularização do fluxo continuam relevantes, mas talvez precisem ser articuladas a medidas que considerem as condições sociais e materiais de permanência dos jovens e as diferentes formas de vínculo com a escola. Programas de incentivo financeiro à permanência e à conclusão do ensino médio, como o Pé-de-Meia, constituem uma das respostas atualmente mobilizadas para enfrentar parte dessas restrições. Embora a análise aqui empreendida não permita avaliar a efetividade desse ou de outros programas, ela sugere que a evasão talvez não deva ser enfrentada exclusivamente por medidas concentradas na correção ou na prevenção do atraso escolar.

Referências

1. ALBUQUERQUE, Paula Monteiro. **Jovens de 15 a 17 anos e a frequência escolar no Brasil: desigualdades de gênero e raça na evasão escolar.** 2024. Tese

- (Doutorado em Sociologia e Antropologia) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2024.
2. ALDENDERFER, Mark S.; BLASHFIELD, Roger K. **Cluster analysis**. Thousand Oaks: Sage, 1984.
 3. ALVES, Maria Teresa Gonzaga et al. Fatores familiares e desempenho escolar: uma abordagem multidimensional. **Dados**, v. 56, n. 3, p. 571-603, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0011-52582013000300004>.
 4. BLAU, Peter M.; DUNCAN, Otis Dudley. **The American occupational structure**. New York: Wiley, 1967.
 5. BOUDON, Raymond. **A desigualdade das oportunidades: a mobilidade social nas sociedades industriais**. Brasília, DF: Editora Universidade de Brasília, 1981.
 6. BOURDIEU, Pierre. **A distinção: crítica social do julgamento**. Porto Alegre: Zouk, 2011.
 7. BOURDIEU, Pierre; PASSERON, Jean-Claude. **A reprodução: elementos para uma teoria do sistema de ensino**. Rio de Janeiro: Francisco Alves, 1975.
 8. BRANDÃO, Zaia; BAETA, Anna Maria Bianchini; ROCHA, Any Dutra Coelho da. **Evasão e repetência no Brasil: a escola em questão**. Rio de Janeiro: Achiamé, 1983.
 9. BREEN, Richard; GOLDTHORPE, John H. Explaining educational differentials: towards a formal rational action theory. **Rationality and Society**, v. 9, n. 3, p. 275-305, 1997. DOI: <https://doi.org/10.1177/104346397009003002>.
 10. BRUNS, Barbara; EVANS, David; LUQUE, Javier. **Achieving world-class education in Brazil: the next agenda**. Washington, DC: The World Bank, 2012.
 11. CASTRO, Vanessa Gomes de; TAVARES JÚNIOR, Fernando. Jovens em contextos sociais desfavoráveis e sucesso escolar no ensino médio. **Educação e Realidade**, v. 41, n. 1, p. 239-258, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1590/2175-623656080>.
 12. DE WITTE, K. et al. A critical review of the literature on school dropout. **Educational Research Review**, v. 10, p. 13-28, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2013.05.002>.
 13. FINN, Jeremy D. Withdrawing from school. **Review of Educational Research**, v. 59, n. 2, p. 117-142, 1989. DOI: <https://doi.org/10.3102/00346543059002117>.
 14. GALE, Trevor; PARKER, Stephen. To aspire: a systematic reflection on understanding aspirations in higher education. **Australian Educational**

- Researcher**, v. 42, n. 2, p. 139-153, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1007/s13384-014-0165-9>.
15. GAMBETTA, Diego. **Were they pushed or did they jump?** Individual decision mechanisms in education. Cambridge: Cambridge University Press, 1987.
 16. GIRARD, Alain; BASTIDE, Henri. La stratification sociale et la démocratisation de l'enseignement. **Population**, v. 18, n. 3, p. 435-472, 1963. DOI: <https://doi.org/10.2307/1526719>.
 17. GOLDTHORPE, John H. Class analysis and the reorientation of class theory: the case of persisting differentials in educational attainment. **The British Journal of Sociology**, v. 47, n. 3, p. 481-505, 1996. DOI: <https://doi.org/10.2307/591365>.
 18. GONÇALVES, Maria Elizete; RIOS-NETO, Eduardo Luiz Gonçalves; CÉSAR, Cibele Comini. Evasão no ensino fundamental brasileiro: identificação e análise dos principais determinantes. **Bahia Análise & Dados**, v. 18, n. 1, p. 79-94, 2008.
 19. HECKMAN, James J. **Giving kids a fair chance**. Cambridge, MA: MIT Press, 2013.
 20. HUNT, Frances. **Dropping out from school: a cross-country review of the literature**. Brighton: University of Sussex, 2008. (CREATE Pathways to Access Research Monograph, n. 16).
 21. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua**: microdados anuais, 2023. Rio de Janeiro: IBGE, 2023. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html>. Acesso em: 23 jul. 2026.
 22. INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Censo Escolar da Educação Básica 2023**: resumo técnico. Brasília, DF: Inep, 2024.
 23. JACKSON, Michelle. How is inequality of educational opportunity generated? The case of primary and secondary effects. In: JACKSON, Michelle (org.). **Determined to succeed?** Performance versus choice in educational attainment. Stanford: Stanford University Press, 2013. p. 1-33.
 24. KARLSON, Kristian Bernt; HOLM, Anders; BREEN, Richard. Comparing regression coefficients between same-sample nested models using logit and probit: a new method. **Sociological Methodology**, v. 42, n. 1, p. 286-313, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1177/0081175012444861>.

25. KLEIN, Ruben. **Produção e utilização de indicadores educacionais:** metodologia de cálculo de indicadores do fluxo escolar da educação básica. Brasília, DF: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira, 2005.
26. KOERICH, Bruna Rossi. **“Eu fui parando de ir”:** temporalidades, (des)interesses e evasão escolar juvenil. 2025. Tese (Doutorado em Sociologia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2025.
27. LAREAU, Annette. **Unequal childhoods:** class, race, and family life. Berkeley: University of California Press, 2003.
28. LE ROUX, Brigitte; ROUANET, Henry. **Multiple correspondence analysis.** Thousand Oaks: Sage, 2009.
29. LOPES-DE-LEON, Fernanda; MENEZES-FILHO, Naércio Aquino. Reprovação, avanço e evasão escolar no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 32, n. 3, p. 417-451, 2002. Disponível em: <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/138/73>. Acesso em: 23 jul. 2026.
30. MACHADO, Melissa Riani Costa; VASCONCELOS, Ana Maria Nogales; OLIVEIRA, Adolfo Samuel de. As políticas de não repetência nos sistemas estaduais de ensino do Brasil. **Cadernos de Pesquisas (Fundação Carlos Chagas)**, v. 50, n. 178, p. 1097-1121, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1590/198053147263>.
31. MCNEAL, J. R.; RALPH, B. Are students being pulled out of high school? The effect of adolescent employment on dropping out. **Sociology of Education**, v. 70, n. 3, p. 206-220, 1997. DOI: <https://doi.org/10.2307/2673209>.
32. MIZE, Trenton D.; DOAN, Long; LONG, J. Scott. A general framework for comparing predictions and marginal effects across models. **Sociological Methodology**, v. 49, n. 1, p. 152-189, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1177/0081175019852763>.
33. MOOD, C.. Carina. Logistic regression: why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it. **European Sociological Review**, v. 26, n. 1, p. 67-82, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1093/esr/jcp006>.
34. NEWMANN, Fred M.; WEHLAGE, Gary G.; LAMBORN, Susie D. The significance and sources of student engagement. In: NEWMANN, Fred M. (ed.). **Student engagement and achievement in American secondary schools.** New York: Teachers College Press, 1992. p. 11-39.
35. NOGUEIRA, Maria Alice; FREITAS RESENDE, Tânia. Relação família-escola no Brasil: um estado do conhecimento (1997-2011). **Educação: Teoria e Prática**,

- v. 32, n. 65, p. e02, 2022. DOI: <https://doi.org/10.18675/1981-8106.v32.n.65.s15325>.
36. POWERS, Daniel A.; XIE, Yu. **Statistical methods for categorical data analysis**. 2. ed. Bingley: Emerald Group Publishing, 2008.
37. REAY, Diane. **Miseducation: inequality, education and the working classes**. Bristol: Policy Press, 2017.
38. RIBEIRO, Sérgio Costa. A educação e a inserção do Brasil na modernidade. **Cadernos de Pesquisa**, n. 84, p. 63-82, 1993.
39. RIBEIRO, Sérgio Costa. A pedagogia da repetência. **Estudos Avançados**, v. 5, n. 12, p. 7-22, 1991. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-40141991000200002>.
40. RUMBERGER, Russell W. Dropping out of high school: the influence of race, sex, and family background. **American Educational Research Journal**, v. 20, n. 2, p. 199-220, 1983. DOI: <https://doi.org/10.3102/00028312020002199>.
41. RUMBERGER, Russell W. **Dropping out: why students drop out of high school and what can be done about it**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 2011.
42. SALATA, André. Razões da evasão: abandono escolar entre jovens no Brasil. Interseções. **Revista de Estudos Interdisciplinares**, v. 21, n. 1, p. 1-26, 2019. DOI: <https://doi.org/10.12957/irei.2019.42305>.
43. SALATA, André; BRINGHENTI, Taiane Fabiele da Silva; MIRANDA, Ana Carolina Homem de. Origem social e acesso ao ensino superior no Brasil entre 1992 e 2022. **Dados**, v. 68, n. 3, p. e20230188, 2025. DOI: <https://doi.org/10.1590/dados.2025.68.3.376>.
44. SHAVIT, Yossi; BLOSSFELD, Hans-Peter (org.). **Persistent inequality: changing educational attainment in thirteen countries**. Boulder: Westview Press, 1993.
45. SHIRASU, Maitê Rimekká; ARRAES, Ronaldo de Albuquerque. Determinantes da evasão e repetência escolar. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 43., 2015, Florianópolis. **Anais [...]**. Florianópolis: ANPEC, 2016. Disponível em: https://www.anpec.org.br/encontro/2015/submissao/files_l/i12-85f3c3774c3d65741cb278e01e61db39.pdf. Acesso em: 23 jul. 2026.
46. SOARES, Sergei Suarez Dillon. **Aprendizado e seleção: uma análise da evolução educacional brasileira de acordo com uma perspectiva de ciclo de vida**. Brasília, DF: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1185).

47. SOARES, Tufi Machado *et al.* Fatores associados ao abandono escolar no ensino médio público de Minas Gerais. **Educação e Pesquisa**, v. 41, n. 3, p. 757-772, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1517-9702201507138589>.
48. TAVARES JÚNIOR, Fernando; FARIA, Victor Basílio; LIMA, Marcos Alves de. Indicadores de fluxo escolar e políticas educacionais: avaliação das últimas décadas. **Estudos em Avaliação Educacional**, v. 23, n. 52, p. 48-67, 2012. DOI: <https://doi.org/10.18222/ae235220121929>.
49. TAVARES JÚNIOR, Fernando; SANTOS, Joan Rosa dos; MACIEL, Maurício de Souza. Análise da evasão no sistema educacional brasileiro. **Pesquisa e Debate em Educação**, v. 6, n. 1, p. 73-92, 2016.
50. UNESCO. **Education for all by 2015: will we make it?** EFA global monitoring report 2008. Paris: UNESCO; Oxford: Oxford University Press, 2008.
51. WARREN, John Robert. Reconsidering the relationship between student employment and academic outcomes: a new theory and better data. **Youth & Society**, v. 33, n. 3, p. 366-393, 2002. DOI: <https://doi.org/10.1177/0044118X02033003002>.
52. WARREN, John Robert; LEE, Jennifer C. The impact of adolescent employment on high school dropout: differences by individual and labor-market characteristics. **Social Science Research**, v. 32, n. 1, p. 98-128, 2003. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0049-089X\(02\)00021-2](https://doi.org/10.1016/S0049-089X(02)00021-2).
53. WEHLAGE, Gary G.; *et al.* **Reducing the risk: schools as communities of support**. Philadelphia: Falmer Press, 1989.
54. WILLIAMS, Richard; JORGENSEN, Abigail. Comparing logit and probit coefficients between nested models. **Social Science Research**, v. 109, p. 102802, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2022.102802>. PMID:36470637.
55. WILSON, William Julius. **The truly disadvantaged: the inner city, the underclass, and public policy**. 2. ed. Chicago: The University of Chicago Press, 2012.

Fonte de financiamento: CNPq (308034/2023-6), FAPERGS (24/2551-0001172-2).

Conflito de interesses: Nenhum.

Contribuição dos Autores: André Ricardo Salata: administração do projeto, obtenção de financiamento, conceptualização, análise formal, redação – versão original; Débora Rinaldi: administração do projeto, supervisão, curadoria de dados, redação – revisão e edição; Alessandra Abreu Tramontin: análise formal, redação – revisão e edição.

Aprovação do Comitê de Ética: 88022725.2.0000.5336

Disponibilidade de Dados: Os dados de pesquisa estão disponíveis em um repositório.

Uso de tecnologia assistida por inteligência artificial: Foi utilizada uma ferramenta de inteligência artificial apenas de forma pontual, para auxiliar na revisão e no aprimoramento linguístico do texto do manuscrito. A ferramenta não foi utilizada na concepção da investigação, na análise dos dados, na interpretação dos resultados ou na elaboração das conclusões. Os autores assumem integral responsabilidade pelo conteúdo do manuscrito e pelo uso da ferramenta de inteligência artificial.

Editor: Harlon Romariz Rabelo Santos.

Andre Ricardo Salata tem doutorado em Sociologia pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). andre.salata@puccs.br

Debora Rinaldi tem doutorado em Sociologia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS). dkleinrinaldi@gmail.com

Alessandra Abreu Tramontin é bacharel em Administração Pública e Social pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). alessandra.tramontin@edu.puccs.br

Recebido: 09 abr. 2026.

Aceito: 04 ago. 2026.

Anexos

Tabela A1. Variáveis utilizadas nos modelos *logit* e sua distribuição na amostra analítica – Brasil, 2023

Evasão (antes de completar o ensino médio)			
	Não evadiu	Evadiu	Total
	(N=24,513)	(N=2,077)	(N=26,590)
Idade, em anos			
15	5,548 (22.4%)	138 (7.4%)	5,687 (21.3%)
16	5,492 (22.1%)	206 (11.1%)	5,698 (21.4%)
17	5,219 (21.0%)	375 (20.1%)	5,594 (21.0%)
18	4,539 (18.3%)	541 (29.1%)	5,080 (19.1%)
19	4,003 (16.1%)	601 (32.3%)	4,604 (17.3%)
Sexo			
Homens	12,724 (51.3%)	1,279 (68.7%)	14,004 (52.5%)
Mulheres	12,077 (48.7%)	582 (31.3%)	12,658 (47.5%)
Cor ou raça			
Brancos	9,958 (40.2%)	577 (31.0%)	10,536 (39.5%)
Negros	14,840 (59.8%)	1,284 (69.0%)	16,124 (60.5%)
Região geográfica			
Norte	2,567 (10.4%)	251 (13.5%)	2,819 (10.6%)
Nordeste	7,027 (28.3%)	591 (31.8%)	7,618 (28.6%)
Sudeste	9,924 (40.0%)	616 (33.1%)	10,540 (39.5%)
Sul	3,302 (13.3%)	231 (12.4%)	3,534 (13.3%)
Centro-Oeste	1,981 (8.0%)	171 (9.2%)	2,152 (8.1%)
Tipo de local			
Rural	3,520 (14.2%)	438 (23.5%)	3,958 (14.8%)
Urbano	11,640 (46.9%)	918 (49.3%)	12,558 (47.1%)
Urbano metropolitano	9,641 (38.9%)	505 (27.1%)	10,147 (38.1%)

Fonte: PNADc (IBGE). Tabulação própria.

Tabela A1. Continuação...

Evasão (antes de completar o ensino médio)			
	Não evadiu	Evadiu	Total
	(N=24,513)	(N=2,077)	(N=26,590)
Tipo de família			
Sem cônjuge	7,136 (28.8%)	808 (43.4%)	7,943 (29.8%)
Com Cônjuge	17,665 (71.2%)	1,053 (56.6%)	18,719 (70.2%)
Número de irmãos conviventes	0.80 (0.88)	0.99 (1.03)	0.81 (0.89)
Nível socioeconômico			
Muito baixo	1,330 (5.4%)	327 (17.6%)	1,657 (6.2%)
Baixo	4,009 (16.2%)	543 (29.2%)	4,551 (17.1%)
Médio	9,737 (39.3%)	753 (40.5%)	10,490 (39.3%)
Alto	4,785 (19.3%)	181 (9.7%)	4,966 (18.6%)
Muito alto	4,940 (19.9%)	57 (3.1%)	4,998 (18.7%)
Situação de trabalho do jovem			
Fora da força de trabalho	17,199 (69.3%)	829 (44.5%)	18,028 (67.6%)
Até 20hrs	1,574 (6.3%)	93 (5.0%)	1,667 (6.3%)
Mais de 20hrs	6,028 (24.3%)	940 (50.5%)	6,968 (26.1%)
Indicador de distorção idade-série			
Não	20,834 (84.0%)	950 (54.1%)	21,784 (82.0%)
Sim	3,967 (16.0%)	807 (45.9%)	4,774 (18.0%)

Fonte: PNADc (IBGE). Tabulação própria.

Tabela A2. Coeficientes (razões de chance) dos modelos *logit* para evasão de jovens de 15 a 19 anos antes de completar o ensino médio – Brasil, 2023

	Mod_1	Mod_2	Mod_3	Mod_4	Mod_5	Mod_6	Mod_7
Idade, em anos							
16	1,494 *	1,508 *	1,508 *	1,570 **	1,494 *	1,446 *	1,459 *
17	3,011 **	3,026 **	3,014 **	3,097 **	2,682 **	2,404 **	2,412 **
18	5,066 **	5,157 **	5,114 **	5,408 **	3,964 **	3,536 **	3,528 **
19	6,453 **	6,716 **	6,738 **	7,260 **	4,984 **	4,434 **	4,443 **
Sexo							
Mulheres	0,463 **	0,469 **	0,461 **	0,453 **	0,486 **	0,547 **	0,546 **
Cor ou raça							
Negros	1,504 **	1,432 **	1,353 **	1,026	1,026	1,000	0,986
Região geográfica							
Nordeste		0,839	0,853	0,719 **	0,719 **	0,758 **	0,755 **
Sudeste		0,741 **	0,790 *	0,876	0,777 *	0,883	0,875
Sul		0,873	0,987	1,137	0,995	1,059	1,031
Centro-Oeste		1,158	1,250	1,497 **	1,308 *	1,446 **	1,417 **
Tipo de local							
Urbano		0,648 **	0,595 **	0,838 *	0,802 **	0,809 *	0,804 **
Urbano metropolitano		0,417 **	0,382 **	0,621 **	0,603 **	0,608 **	0,607 **
Tipo de família							
Com cônjuge			0,471 **	0,642 **	0,660 **	0,684 **	0,685 **
Número de irmãos conviventes			1,166 **	1,012	1,010	0,982	0,985
Nível socioeconômico							
Baixo				0,614 **	0,599 **	0,645 **	0,572 **
Médio				0,351 **	0,341 **	0,416 **	0,303 **
Alto				0,161 **	0,157 **	0,203 **	0,124 **
Muito alto				0,050 **	0,053 **	0,077 **	0,046 **

Fonte: PNADc (IBGE). Tabulação própria.

Tabela A2. Continuação...

	Mod_1	Mod_2	Mod_3	Mod_4	Mod_5	Mod_6	Mod_7
Situação de trabalho do jovem							
Até 20hrs					0,941	1,022	1,040
Mais de 20hrs					2,083 **	2,341 **	2,355 **
Indicador de distorção idade-série							
Sim						2,954 **	1,828 **
Nível socioeconômico # Indicador de distorção idade-série							
Baixo # Sim							1,199
Médio # Sim							1,892 **
Alto # Sim							3,351 **
Muito alto # Sim							5,001 **
Intercept	0,023 **	0,046 **	0,069 **	0,156 **	0,157 **	0,089 **	0,117 **
Number of observations	26472,	26472,	26472,	26472,	26472,	26472,	26472,
χ^2	409,98	488,95	636,75	814,96	949,41	1125,23	1101,37
Model DF	6	12	14	18	20	21	25
Model test p-value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Pseudo R-squared	0,07	0,09	0,11	0,15	0,17	0,19	0,20
* p<,05. ** p<,01.							

Fonte: PNADc (IBGE). Tabulação própria.

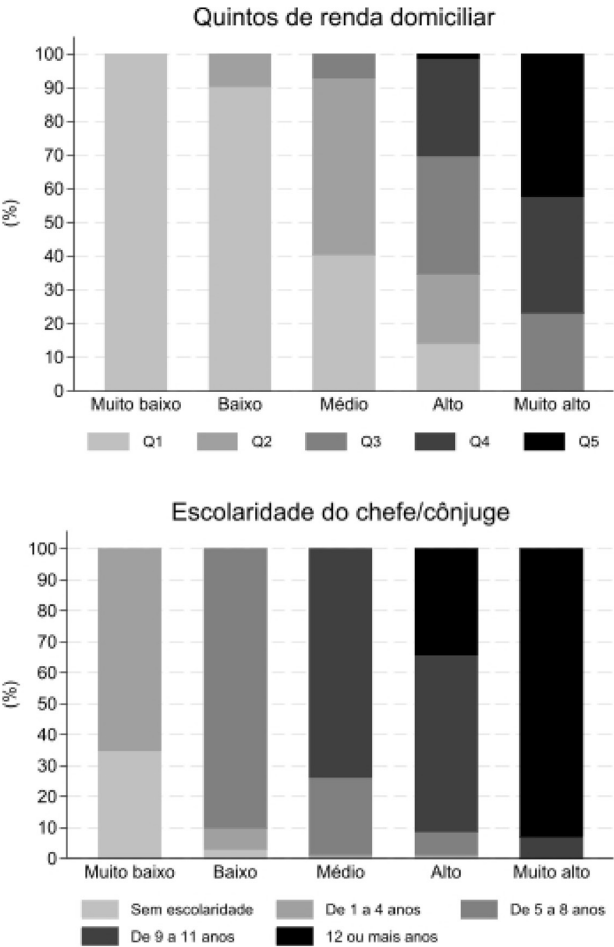


Figura A1. Distribuição dos quintos de renda domiciliar *per capita* e do nível de escolaridade das pessoas de referência no domicílio, por tipologia de nível socioeconômico – Brasil, 2023

Fonte: PNADc (IBGE). Tabulação própria.

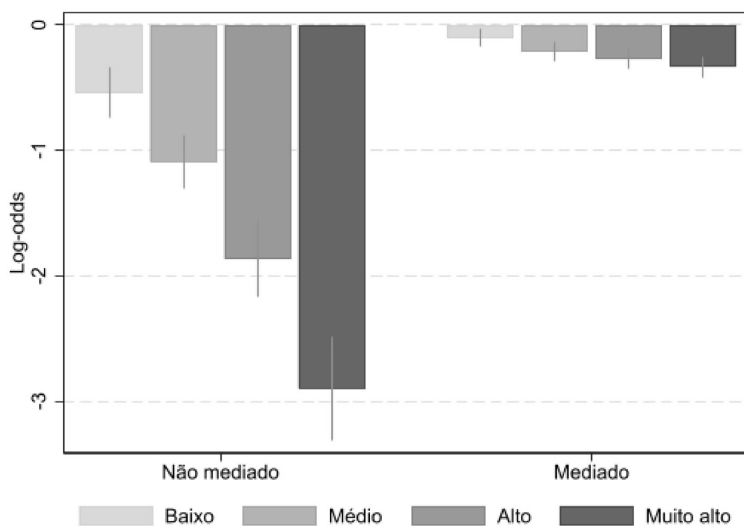


Figura A2. Decomposição dos coeficientes (beta) de origem social por meio do método KHB – Brasil, 2023

Fonte: PNADc (IBGE). Tabulação própria.

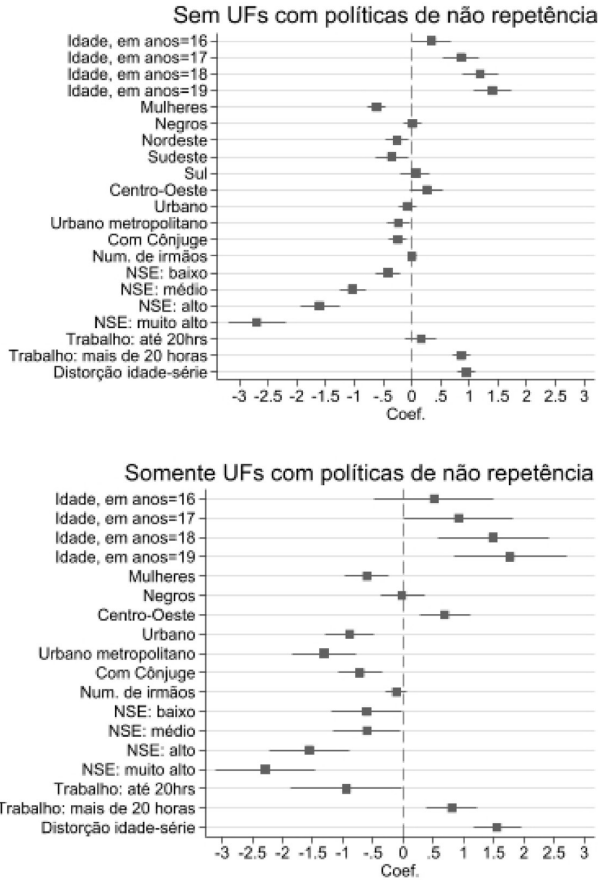


Figura A3. Coeficientes do modelo *logit* para evasão escolar entre jovens de 15 a 19 anos de idade, de acordo com a adoção de políticas de não repetência nas Unidades da Federação – Brasil, 2023

Fonte: PNADc (IBGE). Tabulação própria.

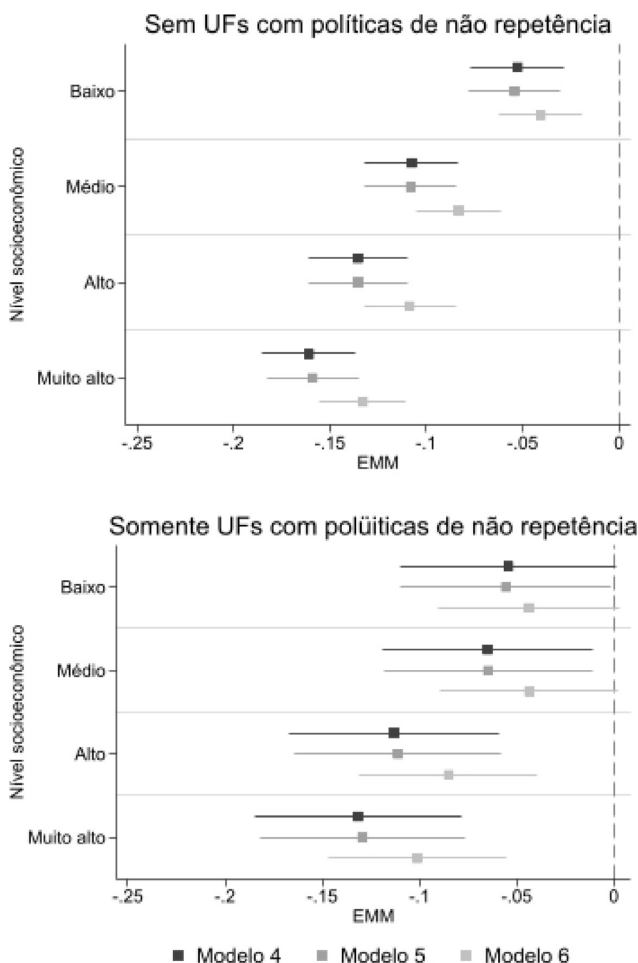


Figura A4. Efeitos Marginais Médios (EMM) do nível socioeconômico em relação às chances de evasão escolar, de acordo com a adoção de políticas de não repetência nas Unidades da Federação – Brasil, 2023

Fonte: PNADc (IBGE). Tabulação própria.