

Artigos

Desigualdade de saúde nas interações de classe e coorte no Brasil

José Alcides Figueiredo Santos¹  ¹Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, MG, Brasil.

DOI: 10.1590/41019/2026

Resumo: A desigualdade de saúde no Brasil atual é abordada na ótica diferenciada das interações entre classe social e coorte de nascimento. O estudo elabora os fundamentos dos conceitos e seus papéis na desigualdade de saúde. Os dados da Pesquisa Nacional de Saúde de 2019 são usados nas estimativas baseadas na decomposição de Gelbach. A abordagem de interação por combinação de categorias estruturais estima variações na magnitude dos efeitos. O estudo evidencia os padrões e variações encontrados, qualifica os principais elos socioeconômicos subjacentes, formula generalizações empíricas e interpreta a parte não explicada por efeitos indiretos de dotações. As discrepâncias de classe social se mostram bem mais proeminentes do que as existentes entre coortes de nascimento. As variações produzidas por coorte são mais reveladoras no topo social, no empregado qualificado e no grupo destituído. A interpretação da parte não explicada da decomposição sugere que as categoriais estruturais interagidas, em que se destaca classe social, são portadoras de efeitos diretos e implicações mais amplas no desfecho de saúde.

Palavras-chave: desigualdade de saúde, classe social, coorte de nascimento, interações de classe e coorte, decomposição de Gelbach.

Health inequality in class and cohort interactions in Brazil

Abstract: Health inequality in contemporary Brazil is examined through the distinct lens of interactions between social class and birth cohort. The study outlines the conceptual foundations and their roles in health inequality. Data from the 2019 National Health Survey are used for estimates based on the Gelbach decomposition. An interaction approach combining structural categories estimates variations in the magnitude of effects. The study highlights the observed patterns and variations, characterizes the key underlying socioeconomic links, formulates empirical generalizations, and interprets the component not explained by the indirect effects of endowments. Social class disparities prove to be far more pronounced than those between birth cohorts. Cohort-related variations are most revealing at the top of the social hierarchy, among skilled employees, and within the assets destitute group. Interpretation of the unexplained portion of the decomposition suggests that the interacting structural categories - with social class playing a prominent role - carry direct effects and have broader implications for health outcomes.

Recebido em 9 de Setembro de 2025 | Aceito em 19 de Junho de 2026

Editor Responsável: João Maia Editora Associada: Ludmila Ribeiro 

2026 This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

Keywords: health inequality, social class, birth cohort, class-cohort interactions, Gelbach decomposition.

1. Finalidades e fundamentos da pesquisa

A desigualdade de saúde na sociedade brasileira é investigada à luz das interações entre os condicionamentos de classe social e os contextos formados pelas coortes de nascimento. A classe social está associada ao estado de saúde geral das pessoas, enquanto as coortes de nascimento são circunstâncias temporais formativas que repercutem na evolução e no desfecho de saúde dos indivíduos. No tratamento desse objetivo, o artigo pretende delinear e analisar a desigualdade de saúde no Brasil a partir das confluências e variações nos contrastes entre esses fatores combinados e dos significados sociológicos dessas variáveis influentes nos padrões de saúde da população. A contribuição de um fator para os padrões de saúde pode ser enriquecida ao levar em conta a maneira como ele interage ou altera o efeito de outra variável no resultado. A abordagem de interação por combinação das categorias de classe e coorte permite captar variações na magnitude dos seus respectivos efeitos na saúde.

Classe social e coortes de nascimento, assim como a relação entre ambos os fatores, por sua vez, podem se mostrar tanto associadas quanto autônomas de determinantes socioeconômicos mais específicos cuja agregação à análise pode se revelar esclarecedora. Trata-se então de demarcar os desdobramentos marcantes, as conexões subjacentes e as variações não explicadas que contribuem para a constituição do estado médio de saúde das categorias sociais em questão. Nesse sentido, os papéis de fatores socioeconômicos relevantes, como elos correlatos, coadjuvantes, pregressos ou intermediários nas relações, discrepâncias e alterações de interesse, especificamente a renda, a educação, o território e os recursos do domicílio, são considerados na decomposição dos contrastes que emergem entre os agrupamentos de classe social e coorte interagidos.

O presente estudo se organiza em torno de determinados interesses de pesquisa com uma formulação mais aberta. Pretende-se retratar com um intuito de generalização empírica a evolução dos padrões desiguais de classe por coorte e suas variações que se condensam em vantagens e desvantagens de saúde. Em uma abordagem analítica dos elos associados à desigualdade de saúde, almeja-se decompor as diferenças observadas entre as categorias interagidas com a finalidade de qualificar os tipos de conexões mais marcantes entre as dimensões socioeconômicas específicas consideradas e as principais alterações nos seus papéis entre as coortes de nascimento. Este estudo visa dimensionar a parte não explicada por elos socioeconômicos indiretos e situar o seu estatuto potencial e plausível como influências puramente diretas e de atributos mais amplos das categorizações interagidas.

As divisões de classe condicionam os padrões de morbidade e mortalidade existentes na população. As desigualdades de saúde, ordenadas notadamente pela condição socioeconômica, estão associadas às várias dimensões desse ordenamento e se manifestam ao nível dos principais domínios da saúde (Lahelma, 2007). Os esquemas de classe modernos de orientação teórica destacam como fundamentos a propriedade de recursos produtivos e as relações e condições de emprego (Bartley, 2022). Na perspectiva adotada, as divisões de classe são constituídas por assimetrias de direitos e poderes sobre ativos produtivos e recursos geradores de valor que geram vantagens e desvantagens entre categorias. As relações com os recursos econômicos se projetam de forma articulada nos âmbitos da produção e do mercado. De um lado, definem a localização da categoria dentro das relações de produção e, então, os processos de exploração e dominação associados ao controle diferenciado sobre a atividade de trabalho. De outro, afetam a capacidade de mercado nas relações de troca e, por isso, as assimetrias de chances de vida vinculadas ao controle diferenciado sobre a renda.

A organização econômica estabelece divisões de classe marcantes entre proprietários e não proprietários. No interior da categoria de proprietários ocorre diferenciação entre quem contrata ou não trabalho assalariado. No âmbito dos empregados se formam demarcações baseadas em exercer ou não autoridade e possuir ou não qualificações escassas. Na sociedade contemporânea desenvolvem-se complexidades nas situações de classe associadas ao modo concreto, diferenciado ou variável como direitos e poderes sobre recursos e atividades econômicas são organizados (Wright, 1997, 2015). A classe social, nessa concepção, se revela sintonizada com as características dos processos sistêmicos, institucionais, organizacionais e ao nível micro das práticas e escolhas dos atores que concorrem para a produção e reprodução da desigualdade socioeconômica na sociedade capitalista. Traduzida ao nível da estrutura do emprego, a noção delimita posições socialmente identificáveis que geram interdependências assimétricas de bem-estar, hierarquias de poder social e chances de vida características. São delimitados grupos sociais significativos, cujos recursos valiosos, flexíveis e polivalentes geram benefícios materiais e de saúde. As categorias sociais delineadas incorporam, especificam e contextualizam as circunstâncias, vantagens, desequilíbrios, dependências e exclusões que fazem emergir, acumular ou intensificar ganhos ou déficits de saúde. Os recursos controlados e o seu emprego estratégico, as capacidades para ação e as experiências associadas à condição socioeconômica importam para a desigualdade na distribuição da vida saudável e da doença entre os grupos constituídos (Figueiredo Santos, 2020).

Existe um grau de interdependência entre os principais indicadores socioeconômicos, notadamente emprego, renda e educação, que pode ter sido negligenciado nos estudos de determinantes socioeconômicos da saúde. Os indicadores provavelmente compartilham algo em comum ou convergente ao nível da hierarquia geral da sociedade. A análise dos efeitos independentes e das inter-relações entre esses fatores podem ser reveladoras das complexas conexões que se formam entre os determinantes socioeconômicos da saúde (Lahelma et al., 2004). A avaliação do impacto específico de cada indicador socioeconômico condicional ao conjunto de fatores, baseada no método de decomposição de Gelbach, pode gerar informação diferenciada e não redundante sobre o desfecho de saúde que realça a singularidade da contribuição de cada fator. O presente estudo destaca o papel da noção de classe social, em interação com coorte, cuja mensuração observável se dá ao nível da estrutura do emprego. A noção e mensuração do emprego permitiria articular a sequência de interdependências que conduz ao desfecho de saúde, considerando que o emprego está associado à educação (como insumo para acesso e desempenho do trabalho) e à renda (como resultado do trabalho).

Em uma visão sociologicamente orientada, coorte de nascimento tem sido concebida como uma categoria estrutural ao representar um fator de exposição rico em poder explicativo. Essa visão sociológica de coorte foi originalmente formulada em um seminal artigo do demógrafo Norman Ryder em meados dos anos 1960. A utilidade analítica da noção de coorte decorre do seu poder explicativo como marcador substituto de experiências comuns de muitas pessoas que se revelam convergentes a partir do nascimento. Ao vivenciar um cenário histórico-social comum aproximadamente na mesma idade, cada coorte é lançada em um caminho ou trajetória diferenciada, dando lugar a efeitos específicos de coorte que refletem as experiências de vida e circunstâncias compartilhadas, ainda que a categoria não seja um grupo organizado (Ryder, 1965).

As experiências formativas que se associam às coortes de nascimento emergem na intersecção de biografias individuais e influências macrosociais. As coortes que se sucedem carregam no curso de vida as marcas de exposições físicas e sociais que alimentam padrões característicos de riscos de morbidade e mortalidade (Yang, 2010). Cada coorte nasce e vive sua vida coletiva no âmbito de determinadas condições, barreiras e recursos singulares que podem influenciar de modo marcante e peculiar os seus padrões e experiências de saúde e morbidade. Os efeitos de coorte equivalem à totalidade das influências ambientais ou fatores exógenos que podem impactar a saúde de um grupo de nascimento específico. Os riscos à saúde em longo prazo de nascer em uma determinada coorte representam um campo diferenciado de investigação (Keyes et al., 2010). As coortes se mostram sucessivamente expostas a eventos cujas repercussões vão se

agregando ou mesmo se reforçando ao longo do curso da vida. Os efeitos de coorte podem surgir a partir de diferenciais que se estabelecem nas condições iniciais da vida. A abordagem de coortes é particularmente relevante no exame da saúde e da doença visto que as doenças emergem notadamente da exposição em longo prazo a fatores de risco. Coortes de nascimento vivenciam diferentes condições históricas e sociais em vários estágios de seu curso de vida e, por isso, estão submetidas a condições diferenciadas de exposições a fatores de risco socioeconômicos, comportamentais e ambientais (Yang e Land, 2013). A noção teórica de efeito de primeira ordem da coorte de nascimento se traduz na proposição que as diferenças observadas entre as coortes não se resumem a variações entre coortes nos efeitos de idade ou período, de modo que representam o impacto genuíno de pertencer a uma coorte de nascimento específica.

As mudanças na idade possuem implicações que são especialmente importantes em estudos de saúde. Existem regularidades consideráveis associadas à idade na prevalência e incidência das doenças, assim como a idade se correlaciona a outros padrões sociais relacionados à saúde e ao adoecimento, de modo que esses fatores precisam ser considerados e diferenciados na análise de desfechos de saúde. Os efeitos de idade dizem respeito aos processos biológicos e sociais associados ao envelhecimento dos indivíduos que se desenvolvem ao longo do curso de vida. As dimensões sociais do fenômeno envolvem as experiências acumuladas e as alterações nos papéis e *status* atribuídos à idade na sociedade. Os efeitos de período, por sua vez, se mostram distintos, pois dizem respeito a eventos históricos e fatores ambientais delimitados no tempo, de origem ou determinação exógena à idade, que influenciam todas as faixas etárias simultaneamente (Yang, 2008). O entendimento da especificidade dos efeitos de idade, em comparação aos efeitos de período e coorte, mostra-se importante para qualificar o papel elucidativo ou de confusão da idade nos fenômenos estudados e nos problemas de pesquisa formulados.

Embora as distinções conceituais sejam relativamente claras no âmbito da literatura de orientação sociológica, pode ser bem complexo ou problemático separar os efeitos de ordem temporal que estão determinando um resultado. O problema central é que idade, período e coorte estão matematicamente relacionados. Isso significa que ao conhecer dois desses fatores pode-se derivar o terceiro: coorte = período – idade; ou, então, idade = período – coorte. Essa relação matemática determinística dificulta a separação de contribuições independentes para um resultado, pois os fatores estão inerentemente interligados. A situação gera um problema de identificação ao comprometer a capacidade de estimar simultaneamente valores únicos e precisos nos efeitos dos fatores para as diferenças observadas. O problema de identificação não representa um desafio de ordem estatística, uma implicação do desenho do estudo ou uma deficiência que pode ser resolvida com a coleta de mais dados. Diante do problema de identificação, qualquer conclusão sobre efeitos de idade, período ou coorte deve se basear em suposições que estão além dos dados. Decisões informadas podem ser tomadas acerca de quais suposições são ou não aceitáveis para identificar os efeitos de interesse. No limite, pode-se aceitar o fato de que idade, período e coorte estão necessariamente interligados, o que implica em uma abordagem mais descritiva da análise de coorte (Rohrer, 2025).

Este artigo não se propôs a usar métodos típicos de análise de idade-período-coorte aplicados notadamente na epidemiologia, sociologia e demografia, que possuem uma longa, criativa e controversa história. Os vários modelos se diferenciam nas soluções, restrições e suposições feitas para organizar os dados e resumir resultados ao longo do tempo usando fórmulas matemáticas. Embora os campos de conhecimentos não sejam mutuamente exclusivos, as mesmas variáveis podem ser usadas como substitutos para diferentes constructos (Keyes et al., 2010). Ao longo de décadas, diversos métodos foram propostos para identificar estimativas pontuais dos efeitos de idade, período e coorte, porém houve pouco consenso sobre a validade das soluções oferecidas, de modo que os resultados dos modelos “permanecem altamente controversos”.

A utilidade potencial de métodos tão ambiciosos em estimar efeitos pontuais totais demanda exigências em suposições ou testes que raramente são cumpridos. Uma solução alternativa menos ambiciosa, baseada em uma abordagem de identificação parcial usando análises de limites e sensibilidade, foi proposta em revisão crítica da literatura (Fosse e Winship, 2019). A investi-

gação deste artigo não alimentou o propósito ambicioso de identificar efeitos precisos e estritamente separados de coorte e período, embora suponha por expectativa teórica que na relação observada, condicional à classe social, grande parte do provável efeito conjunto com período seja de coorte. Os objetivos perseguidos supõem de forma menos controversa que idade é uma variável de confusão no efeito mais puro ou singular da posição socioeconômica na saúde. O efeito focal de classe social está sendo estimado de forma interativa ou condicional à coorte de nascimento com a finalidade principal de captar variações contextuais do efeito. Classe e coorte têm sido concebidas como variáveis e condicionamentos estruturais na sociologia, de modo que seria um desdobramento relevante explorar as interações ou variações condicionais dos efeitos.

2. Métodos da pesquisa

A presente investigação está particularmente interessada nos efeitos interativos entre classe social e coorte de nascimento. A abordagem de interação na investigação empírica permite captar variações na magnitude ou mesmo na direção do efeito de um fator que dependem do contexto ou condição dada por outra variável com a qual interage (Kam e Franzese Jr., 2007). O trabalho estima efeitos da combinação das duas variáveis, o que representa uma parametrização diferente de efeitos interativos (Williams, 2017).

A variável classe social empregada neste estudo recorre à forma agregada de um esquema de classe mais amplo que incorpora as especificidades da estrutura social do país. A operacionalização dessa tipologia de classe foi feita originalmente para os dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) 2013, que adotou a nova Classificação de Ocupações para Pesquisas Domiciliares (COD), replicada na PNS 2019, em um estudo sobre desigualdades de saúde no Brasil, cujo anexo disponibilizou os critérios operacionais e códigos COD aplicáveis (Figueiredo Santos, 2020). Não se pretende aqui recapitular os fundamentos teóricos, os delineamentos das categorias e as soluções de mensuração desse esquema de classe, pois esses já foram tratados de forma detida em publicação recente (Figueiredo Santos, 2023). Os delineamentos e as soluções que são mais diferenciadas da contribuição original de Erik Olin Wright, além da aplicação do critério conceitual de forma unívoca e por regra de dominância, envolvem notadamente a representação da ampla base da estrutura social da sociedade brasileira.

As delimitações na estrutura social do país dos agrupamentos de autônomos detentores de ativos, trabalhadores típicos e posições de classe destituídas representam as elaborações mais reveladoras ou marcantes desse esquema de classe (Figueiredo Santos, 2023). Nessa tipologia, o topo social engloba as vantagens de ativos de capital, conhecimento perito e autoridade das categorias de capitalista, especialista autônomo, empregado especialista e gerente. O empregado qualificado e o supervisor possuem níveis parciais de qualificação escassa ou autoridade. O detentor de ativos de menor valor é formado pelo pequeno empregador, autônomo com ativos e autônomo agrícola. O trabalhador típico corresponde ao assalariado submetido estruturalmente aos processos combinados de controle do trabalho e apropriação dos seus resultados. Por fim, diferencia-se um agrupamento destituído por processos de exclusão, insuficiência e depreciação de ativos de valor. O grupo abarca o trabalhador elementar, autônomo precário, agrícola precário, empregado doméstico e trabalhador excedente (desempregado). As coortes cobrem em intervalos de dez anos as pessoas nascidas em 1955-1964, 1965-1974, 1975-1984 e 1985-1994.

O estudo atual se baseia nos novos dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS), de 2019, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A amostra da PNS representa uma sub-amostra da Amostra Mestra do IBGE, com avanços tanto no espalhamento geográfico, como na precisão das estimativas. A PNS usa uma amostra probabilística por conglomerados em três estágios de seleção (UPA, domicílio e morador), com estratificação das unidades primárias de amostragem (UPA). Os fatores de expansão (pesos) são calculados pelo inverso do produto das probabilidades de seleção em cada estágio. Os principais módulos do levantamento são sobre as condições de saúde da população e o acesso e utilização dos serviços de saúde. Os questionários

domiciliar e de todos os moradores são respondidos por um residente do domicílio apto a informar e o questionário individual por um morador selecionado com equiprobabilidade entre todos os residentes, da faixa etária alvo, do domicílio. Na PNS de 2019 foram realizadas 94.114 entrevistas, com taxa de não resposta de 6,4% (Stopa et al., 2020; Fiocruz, s.d.). A amostra analítica usada na investigação é composta de 103.688 casos com informações válidas para todas as variáveis e idade entre 25 e 64 anos.

A decomposição de Gelbach foi usada com os pesos amostrais, visto que o módulo para o Stata não permite o uso do comando `svy` que ajusta ao peso, estrato e UPA do desenho complexo (Gelbach, 2014). Os pesos amostrais foram introduzidos para recuperar estimativas de coeficientes consistentes durante a decomposição com os erros padrão robustos considerados para a inferência final. Trata-se de alternativa metodológica justificável amparada na literatura. No artigo seminal da decomposição de Gelbach (2016), o autor forneceu a base metodológica para estender o procedimento a estimadores robustos. Referência canônica na temática, Pfeffermann (1993) estabeleceu que o uso de pesos de probabilidade protege os coeficientes contra o viés de amostragem informativa e contra erros de especificação do modelo válido na população. Além disso, sustentou que a característica do desenho (como estratificação) afeta a eficiência da estimativa da variância, porém não a consistência dos coeficientes. Solon, Haider e Wooldridge (2015), em uma caracterização econométrica equivalente, defenderam que os pesos de probabilidade são necessários e suficientes para restaurar a consistência das estimativas dos coeficientes quando a seleção está relacionada ao resultado, além do que as covariáveis observadas explicam. Nesse sentido, o uso de pesos de probabilidade garante que os resultados da decomposição de Gelbach são consistentes para os parâmetros populacionais de interesse. A direção e a magnitude dos componentes da decomposição não são afetadas pela escolha da estimativa da variância. Entretanto, ignorar a estratificação leva a estimativas conservadoras (superestimadas) dos erros padrão. Uma inferência mais conservadora produz descobertas positivas mais robustas, o que fortalece as evidências substantivas encontradas embora diminua o poder de detectar efeitos mais fracos.

A variável educação foi mensurada em sete categorias educacionais a partir do sem estudo formal ao superior completo. A variável renda corresponde aos décimos da renda domiciliar. O território contempla as cinco grandes regiões assim como as diferenciações entre capital *versus* demais municípios e área urbana *versus* área rural. A variável de recursos do domicílio foi formada por dez variáveis binárias baseadas na presença ou ausência, em cada domicílio, de automóvel, máquina de lavar, computador, forno micro-ondas, sete cômodos ou mais, três cômodos ou mais servindo de dormitório, dois banheiros ou mais, paredes externas revestidas, ligação à rede geral de distribuição de água e esgoto conectado à rede geral de esgoto ou pluvial. O indicador valoriza o critério de escassez, pois foi atribuído um peso a cada item baseado no complemento da sua frequência relativa na amostra analítica (Szwarcwald et al., 2005). A variável de recursos do domicílio foi mensurada sob a forma de décimos do indicador. A variável raça ou cor especifica os três grandes grupos: branco (mais amarelo), pardo (mais indígena) e preto. A categoria de gênero é baseada na declaração de sexo da pessoa.

A variável dependente do estudo é a autoavaliação do estado de saúde da pessoa. Ela se baseia na questão J001 da PNS, do Módulo J - Utilização de serviços de saúde, que cobre o conjunto de moradores e usa a seguinte redação: “De um modo geral, como é o estado de saúde de ___?”. As opções de resposta conformam cinco níveis: 1. muito bom; 2. bom; 3. regular; 4. ruim; 5. muito ruim. Quando conflitante, a variável foi retificada pela declaração da própria pessoa registrada em pergunta similar (N001) aplicada ao morador selecionado. Usada há várias décadas em levantamentos de dados, a autoavaliação da saúde é considerada a medida mais acessível, abrangente e confiável para retratar o estado médio de saúde dos grupos populacionais. Possui também a virtude de captar distintas dimensões da saúde e de riscos à saúde em diferentes estágios da vida (Jylha, 2009, 2011). A literatura metodológica tem confirmado a confiabilidade e validade da autoavaliação da saúde como indicador do estado geral de saúde da pessoa. O indicador tem demonstrado também excelente poder de previsão da saúde futura (Snead, 2014). A

autoavaliação da saúde está associada a numerosos biomarcadores que representam múltiplos domínios biológicos. O indicador se mostra superior a muitas medidas convencionais de saúde e doença, sendo respaldado como robusto, abrangente e de sólida base biológica (Kananen et al., 2021).

Na literatura, existem ponderações sobre possíveis limitações desta medida subjetiva, já que não são totalmente compreendidas como se dão as interpretações e respostas das pessoas quando avaliam a sua saúde (Snead, 2007). O fato de a mulher tender a avaliar a sua saúde como pior, embora tenha uma expectativa de vida mais longa, sugere que existem diferenças na percepção da saúde entre homens e mulheres (Snead, 2014). A distribuição e dimensão desse fenômeno, no entanto, não parece suficiente para embaralhar o estudo da desigualdade de saúde. A idade, por sua vez, é um elemento fundamental na estrutura de avaliação da saúde e, com certo comportamento paradoxal, o modificador talvez mais importante da autoavaliação (Jylha, 2011). O provável viés associado à idade, no entanto, poderia ser minimizado com o controle estatístico da variável. A associação entre posição socioeconômica e autoavaliação da saúde é especialmente robusta. Predomina de forma ampla na literatura a validação da medida, em estudos antigos e novos, não somente na associação há mais tempo conhecida com mortalidade, porém, hoje, também com marcadores biológicos. Embora ela mostre capacidade de refletir o estado do organismo humano, cujo mecanismo ou processo não é propriamente conhecido, a extrapolação e interpretação acrítica de qualquer medida não é recomendável (Schnittker e Bacak, 2014; Lorem et al., 2020).

A autoavaliação da saúde está sendo tratada neste artigo como uma variável dependente contínua. O estudo se beneficia do potencial oferecido pelo método de decomposição de Gelbach, que foi elaborado para a regressão linear padrão (OLS). O indicador tem sido mais usado como variável binária, porém a forma contínua tem obtido respaldo relevante na literatura. Estudos na área de epidemiologia social, já na década de 1990, tinham evidenciado que a autoavaliação da saúde forma um contínuo entre os níveis reportados (Mackenbach et al., 1994; Manderbacka, Lahelma e Martikainen, 1998).

Um estudo meticuloso com dados de coorte prospectiva da associação entre classe social e autoavaliação da saúde ao longo da vida demonstrou que não é certo que uma forma de mensuração suplante as demais e seus resultados se mostram similares entre as formas ordinal, binária ou contínua em diferentes critérios (Manor, Matthews e Power, 2000). A solução contínua tem sido aplicada com resultados relevantes na sociologia de saúde em estudos que envolvem *status* socioeconômico, raça e gênero (Schnittker, 2007; Cummings e Jackson, 2008). Investigações sobre efeitos de idade, período e coorte ou fatores relacionados à idade na autoavaliação da saúde têm recorrido à forma de mensuração contínua (Zheng, Yang e Land, 2011; Spuling et al., 2015; Idler e Cartwright, 2018). A variável dependente mensurada de forma contínua foi mobilizada em investigações do papel do sexismo estrutural e da interseccionalidade estrutural na desigualdade de saúde (Homan, 2019; Homan, Brown e King, 2021). Diversos estudos publicados em periódicos de qualidade reconhecida relatam resultados comparáveis ou similares em estimativas com variável contínua, binária ou ordinal.

Colocações diversas colhidas na literatura, ponderadas pelo crivo do autor, contribuíram para relativizar a possível opção de aplicar uma variante dos denominados modelos de Idade, Período e Coorte. Estudos empíricos comparativos de métodos, realizados pela epidemiologista Katherine M. Keyes, apontam que não existe uma solução estatística para as questões de fundo que afetam esses modelos (Keyes et al., 2010; Keyes, Rutherford e Smith, 2022). Os modelos conhecidos não apresentam soluções absolutas para o problema de identificação. Existe ainda uma questão teórica maior para a qual não há solução estatística. Os resultados dos modelos podem ser discrepantes a depender da estrutura de dados e da hipótese específica, assim como inexistem na literatura orientações metodológicas explícitas e não controversas a serem aplicadas a tipos específicos de dados e questões. Os modelos fazem diferentes suposições sobre efeitos de coorte e os resultados de suas aplicações podem se traduzir em variáveis interpretações e implicações para a saúde pública. Os resultados obtidos tendem a demandar a confirmação por diferentes

modelos de idade-período-coorte para verificação de robustez. Os padrões descritivos dos resultados, em função desses problemas, formam uma parte crítica da investigação (Keyes et al., 2010; Keyes, Rutherford e Smith, 2022). Nesta investigação, a idade foi tratada com uma variável de confusão na estimativa do efeito de coorte, embora não exista solução cabal ao problema de identificação que torna ambígua a separação entre os efeitos. O estatuto da idade como variável de confusão no efeito de coorte pode ser legitimamente considerado como uma “questão teórica para a qual não há resposta estatística” (Keyes et al., 2010, p. 1107). As estimativas de efeitos de primeira ordem de categorias estruturais mantêm afinidade com a orientação sociológica, o que não exclui o recurso aos “efeitos de segunda ordem” decorrentes de interações (p. 1102). Os modelos lineares preservam uma “utilidade interpretativa”, ainda que padeçam do problema de identificação (p. 1102). O estudo optou por investir na regressão linear padrão (OLS) com a finalidade de aplicar um método bem estabelecido e que dá acesso ao potencial oferecido pela decomposição de Gelbach.

O procedimento de decomposição de Gelbach (2016), baseado no modelo de regressão linear padrão (OLS), gerou todas as estimativas estatísticas ajustadas. Um módulo especial criado pelo autor para o programa estatístico Stata foi usado na implementação da decomposição (Gelbach, 2014). Os métodos de decomposição do tipo buscam particionar ou desagregar um resultado agregado complexo em seus componentes constituintes. O método de decomposição de Gelbach faz isso ao estimar e comparar as diferenças médias iniciais nos resultados (modelo base) com as diferenças médias condicionais (modelo completo). A decomposição é baseada na fórmula de viés de variáveis omitidas. Trata cada fator como uma “variável omitida” na relação de interesse e mede o viés que resultaria se o fator fosse excluído. A decomposição de Gelbach oferece uma interpretação exata da contribuição de cada covariável incluída no modelo completo em relação à mudança geral atribuída a todas as covariáveis. O método não é afetado pela ordem sequencial de inclusão das covariáveis no modelo. Essa qualidade do método é de especial importância em várias modalidades de estudo, pois, no geral, as covariáveis socioeconômicas relevantes estão correlacionadas. A parte explicada da diferença entre modelos identifica os elos indiretos, ou efeitos de dotações, que se dão por meio da variação de grupo das covariáveis. A diferença não explicada da decomposição, por sua vez, representa a diferença residual nas médias das categorias após o ajuste dos fatores observáveis. Os resultados do método de Gelbach ou de qualquer outro método de decomposição dependem da seleção e implicação das variáveis incluídas na decomposição. Além desta breve recapitulação do método, que foi mais desenvolvida em Figueiredo Santos (2025), no curso da análise dos dados foram ponderadas questões adicionais.

3. Análise de resultados: descrição e decomposição

A Tabela 1 retrata na primeira coluna a distribuição na amostra analítica da variável independente focal do estudo. As percentagens refletem o peso relativo de classe conforme as sucessivas coortes na população. As tabulações cruzadas contidas nas demais células oferecem uma caracterização descritiva da associação entre as categorias sociais combinadas e o estado de saúde reportado. O indicador de autoavaliação do estado de saúde é apresentado em sua manifestação original, de modo que o resultado combina classe social com as dimensões de idade e coorte que se misturam no âmbito temporal. Retrata-se, com isso, a situação de saúde das pessoas concretas nos agrupamentos considerados o que seria distinto do efeito mais puro do pertencimento às categorias sociais a que os indivíduos se filiam. Essa informação de interesse substantivo em matéria de saúde pública corresponde ainda ao ponto de partida prévio à manipulação estatística que visa trazer à superfície as relações subjacentes aos dados. A informação mostra-se útil para avaliar o quanto o modelo estatístico com o controle de idade é capaz de lidar com a suposição de que idade seria uma variável de confusão na estimativa mais pura do efeito combinado de classe e coorte na desigualdade de saúde.

Tabela 1. Agrupamentos de classe por coortes de nascimento segundo a distribuição geral, os percentuais dos níveis de saúde e a saúde média (não padronizados por idade) no Brasil, em 2019

Classe por coorte	Peso %	Saúde boa	Saúde regular	Saúde ruim	Saúde média
Topo social, coorte 1955-1964	1,52	83,12	15,68	1,20	1,905
Topo social, coorte 1965-1974	2,63	85,97	12,78	1,25	1,850
Topo social, coorte 1975-1984	3,80	89,45	9,96	0,59	1,786
Topo social, coorte 1985-1994	3,57	93,00	6,54	0,46	1,708
Qualificado, coorte 1955-1964	0,86	77,84	20,76	1,40	2,038
Qualificado, coorte 1965-1974	1,89	79,90	18,38	1,72	2,053
Qualificado, coorte 1975-1984	2,85	83,41	14,83	1,76	1,950
Qualificado, coorte 1985-1994	2,44	89,19	9,91	0,90	1,844
Peq. Ativos, coorte 1955-1964	2,91	70,39	26,60	3,01	2,185
Peq. Ativos, coorte 1965-1974	4,25	72,92	24,30	2,78	2,117
Peq. Ativos, coorte 1975-1984	4,28	83,66	14,76	1,58	1,940
Peq. Ativos, coorte 1985-1994	2,90	86,37	12,60	1,03	1,860
Trabalhador, coorte 1955-1964	3,29	66,07	30,67	3,26	2,265
Trabalhador, coorte 1965-1974	6,68	71,29	25,77	2,94	2,186
Trabalhador, coorte 1975-1984	9,32	79,58	18,58	1,84	2,048
Trabalhador, coorte 1985-1994	10,44	84,87	14,26	0,87	1,945
Destituído, coorte 1955-1964	5,99	50,01	41,32	8,67	2,524
Destituído, coorte 1965-1974	9,79	55,75	37,23	7,02	2,446
Destituído, coorte 1975-1984	10,70	66,06	29,74	4,20	2,274
Destituído, coorte 1985-1994	9,90	76,07	21,74	2,19	2,103
Total	100,00	74,47	22,58	2,95	2,110

Fonte: estimativas do autor com base na PNS 2019.

Na consideração dos três níveis de saúde contemplados na [Tabela 1](#), o comentário focaliza a categoria da saúde boa, que agrega o julgamento “muito bom” e “bom”, de modo que o complemento da porcentagem representa a saúde que não é boa (regular e ruim). A denominação saúde ruim agrega os níveis “ruim” e “muito ruim” da variável original. Percentagens em uma tabulação cruzada podem ser vistas como probabilidades condicionais às combinações entre as categorias de se apresentar determinados níveis de estado de saúde. Além disso, estampa-se a média do indicador original de cinco níveis, visto que, na modelagem estatística, a autoavaliação do estado de saúde vai ser usada como variável contínua. Na forma de mensuração usada, uma média maior implica em pior saúde, pois o julgamento do estado de saúde varia de um (1) para “muito bom” a cinco (5) para “muito ruim”.

Os agrupamentos com maior peso demográfico estão na base da estrutura social formada por destituídos de ativos (36,38 p.p.) e trabalhadores típicos (29,73 p.p.). Seguem-se, depois, os detentores de pequenos ativos (14,34 p.p.), o topo social (11,52 p.p.) e os empregados qualificados (8,04 p.p.). Como seria de esperar, as coortes mais recentes têm maior peso demográfico, em todos os agrupamentos de classe, exceto no caso da coorte mais nova em pequenos ativos, o que deve refletir o encolhimento dos estratos agrícolas na estrutura social.

Nos agrupamentos de classe, o quadro de saúde melhora gradualmente conforme se move na sucessão de coortes. Esse padrão se manifesta de forma convergente na proporção de saúde boa, que aumenta entre as coortes, e na média de saúde, cujo valor mais alto implicando em pior saúde quase sempre decresce. O padrão gradual de mudança no estado de saúde no interior de grupos socioeconômicos reflete, em grande medida, a associação intrínseca de idade com o nível de saúde. As maiores alterações positivas entre as coortes no critério de saúde boa ocorrem justamente na base da estrutura social. Entre as posições destituídas de ativos, a melhora absoluta alcança 26,02 p.p. e a relativa 52,16%. No trabalhador típico, a mudança absoluta é de 18,81 p.p. e a relativa de 28,49% entre a coorte mais antiga e a mais recente. A mudança relativa mais favorável ocorre também para os destituídos no indicador de saúde média. Ainda assim, estar no topo social na coorte mais antiga dá uma melhor condição no critério de saúde média do que estar na condição de trabalhador típico ou destituído na coorte e respectiva idade mais jovem.

Na modelagem estatística com o método de decomposição de Gelbach, focamos, em primeiro lugar, no modelo base e na parte explicada e não explicada pelo modelo completo (Tabela 2). Deve ser levado em conta, na análise dos resultados, que nas interações, captadas aqui sob a forma de combinação de subgrupos, o efeito da coorte pode variar a depender do emprego e vice-versa. Todas as estimativas representam as diferenças em relação à categoria de referência (omitida) do topo social na coorte de nascimento de 1955-1964. Os contrastes estão sendo efeitos com a categoria que revela o melhor estado de saúde, de modo que uma maior diferença positiva corresponde a um pior estado de saúde da categoria comparada.

Os coeficientes de regressão traduzem as diferenças médias no indicador contínuo do estado de saúde e os modelos estão amparados em erros-padrão robustos. O modelo base controla somente por idade e informante do quesito de saúde de modo que o resultado capta a diferença mais ampla associada ao contraste de interesse. No modelo completo são introduzidos os controles de educação, renda domiciliar, território, recursos do domicílio, cor e sexo. O método decompõe a diferença exata no coeficiente associada à mudança do modelo base para o modelo completo. Os dados da Tabela 2 refletem a contribuição geral dos fatores agregados pelo modelo completo para as diferenças em relação ao modelo base discriminadas em parte explicada e não explicada.

Como passos preliminares, comparo os dados não padronizados (Tabela 1) e as diferenças ajustadas por idade no modelo básico (Tabela 2) com a finalidade de avaliar o efeito total do modelo base a ser decomposto. No agrupamento do topo social, a coorte mais antiga apresenta, entre os pares, o pior estado de saúde ao mostrar a média mais alta (1,905) nos dados originais (Tabela 1). O resultado reflete a implicação de saúde do efeito da idade mais velha dessa coorte. Entretanto, no modelo ajustado por idade (Tabela 2), as diferenças em relação às coortes mais jovens são todas bem ponderáveis e estatisticamente significativas, embora ocorram no interior do topo social privilegiado. A diferença positiva somente não é estatisticamente significativa no caso da coorte de 1965-1974. O resultado apurado sugere que o controle da idade no modelo de regressão padrão remove dos dados grande parte da associação de confusão entre idade cronológica e saúde reportada. O fenômeno registrado faz sentido substantivo e teórico, já que em uma categoria privilegiada, como o topo social, o tempo se associa ao acúmulo de vantagens diversas e/ou de posição mais elevada na trajetória de carreira. Esses fatores estariam preponderando sobre o efeito deletério intrínseco do envelhecimento na saúde, sinalizando que essa dimensão biológica da idade foi, em grande medida, controlada.

Tabela 2. Divisões de classe e coorte interagidas e discrepâncias de saúde por decomposição entre parte explicada e não explicada do coeficiente por fatores socioeconômicos mensurados no Brasil, em 2019

Classe por coorte	Modelo base Coef.	Modelo completo (parte não explicada) Coef.	Modelo completo (parte explicada) Coef.	%
Topo social, coorte 1955-1964	(Categoria de referência omitida)			
Topo social, coorte 1965-1974	0,0585*	0,0284*	0,0301	51,4
Topo social, coorte 1975-1984	0,1138	0,0702*	0,0435	38,3
Topo social, coorte 1985-1994	0,1481	0,0721*	0,0760	51,3
Qualificado, coorte 1955-1964	0,1364	-0,0097*	0,1462	107,2
Qualificado, coorte 1965-1974	0,2606	0,1082	0,1524	58,5
Qualificado, coorte 1975-1984	0,2776	0,1069	0,1707	61,5
Qualificado, coorte 1985-1994	0,2836	0,1037	0,1799	63,4
Peq. Ativos, coorte 1955-1964	0,2826	0,0822	0,2004	70,9
Peq. Ativos, coorte 1965-1974	0,3268	0,1046	0,2221	68,0
Peq. Ativos, coorte 1975-1984	0,2651	0,0666*	0,1985	74,9
Peq. Ativos, coorte 1985-1994	0,2983	0,1052	0,1930	64,7
Trabalhador, coorte 1955-1964	0,3619	0,0960	0,2658	73,5
Trabalhador, coorte 1965-1974	0,3905	0,1229	0,2675	68,7
Trabalhador, coorte 1975-1984	0,3770	0,1088	0,2682	71,1
Trabalhador, coorte 1985-1994	0,3887	0,1188	0,2698	69,4
Destituído, coorte 1955-1964	0,6155	0,2052	0,4102	66,6
Destituído, coorte 1965-1974	0,6518	0,2287	0,4231	64,9
Destituído, coorte 1975-1984	0,5973	0,1741	0,4232	70,9
Destituído, coorte 1985-1994	0,5481	0,1554	0,3926	71,6

Nota: * diferença estatisticamente não significativa ($p > 0,05$).

Fonte: estimativas do autor com base na PNS 2019.

No quadro de conjunto dos dados, merece destaque o fato do efeito total, da parte explicada e da parte não explicada, mostrar claramente maiores discrepâncias entre os agrupamentos de classe do que entre as coortes de nascimento. No contexto desse resultado geral previsível, a análise deve atentar para os padrões e as variações que emergem das interações entre ambos os fatores, conforme o ordenamento de classe por coorte. As interações permitem que os efeitos das variáveis conjugadas variem para mais ou menos, ou seja, retiram a restrição do efeito de uma variável (classe) estar somente se somando ao efeito da outra (coorte) e vice-versa. No topo social, a parte explicada da diferença entre coortes atinge o menor patamar, o que reflete o fato de serem diferenças internas em um grupo altamente privilegiado em que a variação no estado de saúde é bem menor. Nos contrastes da coorte mais antiga com as três coortes subsequentes, a parte não explicada revela ausência de significância estatística. Isto significa que, descontadas

as variáveis incluídas no modelo completo, não resta nenhuma diferença residual estatisticamente detectável.

Os contrastes no âmbito do agrupamento de empregado qualificado também se mostram informativos. A desvantagem de saúde da categoria, embora ainda ponderável, se apresenta claramente menor na coorte de 1955-1964, usada na categoria de referência, em comparação a todas as coortes subsequentes. Além disso, toda a diferença encontrada é explicada pelos fatores notadamente socioeconômicos controlados no modelo completo. O resultado sugere que nessa posição de empregado qualificado, portadora de certas vantagens, existem condições menos desfavoráveis que estão associadas à filiação comum à mesma coorte. Todas as diferenças se resumem aos fatores socioeconômicos associados ao emprego qualificado e, de fato, nenhum fator não observável importa, já que a parte não explicada é ínfima e sem significância estatística.

Nas demais coortes, as diferenças do empregado qualificado são maiores, em patamares muito próximos, o que sinaliza a inexistência de diferenças marcantes entre essas coortes. Os fatores socioeconômicos respondem pela maior parte das diferenças e o seu peso é um pouco maior na coorte mais recente. A parte não explicada é elevada e pode ser atribuída a fatores não observáveis equivalentes ou mutuamente compensadores associados aos empregos e aos contextos exógenos das coortes, já que as diferenças entre as coortes pouco variam. O fato de a diferença no efeito total ser um pouco maior na coorte mais jovem, assim como o papel dos fatores socioeconômicos controlados, mostra que o contexto da coorte (dado o emprego) suplanta um eventual resíduo que ainda persiste da dimensão ou implicação biológica da idade com os seus condicionamentos sociais.

No agrupamento de controladores de pequenos ativos, as discrepâncias em relação ao topo são marcantes em todas as coortes. O maior nível de variação ocorre entre as duas coortes intermediárias (0,0617). Entretanto, estar na coorte mais velha ou na coorte mais jovem parece fazer uma diferença limitada. Os atributos associados ao emprego qualificado se projetam considerando, adicionalmente, que entre 64,7% e 74,9% dos efeitos desses grupos se vinculam a fatores socioeconômicos. Os fatores não observáveis associados à parte inexplicada não mostram variações ponderáveis no contexto combinado de coorte e emprego, exceto na ausência de significância estatística registrada na coorte de 1975-1984.

No agrupamento de trabalhador típico, como esperado, as desvantagens de saúde em relação à categoria de referência se mostram maiores em todas as coortes em comparação às discrepâncias vistas nos grupos já considerados. O controle de idade como variável contínua no modelo base praticamente neutraliza as variações de efeitos entre as coortes. A discrepância existente na primeira coorte, onde fica a categoria de referência no topo social, varia muito pouco da diferença que ocorre na coorte mais recente. As contribuições dos fatores socioeconômicos para os resultados variam igualmente pouco. Como idade entrou no modelo como um efeito aditivo, significa que a remoção do seu efeito seria equivalente entre os contextos considerados. Em se tratando de interações entre classe e coorte, no entanto, é possível admitir a ocorrência de manifestações, intensificações, reduções ou mesmo neutralizações dos efeitos de coorte a depender do contexto. Nas análises relativas ao topo social e ao empregado qualificado, como referências comparativas, o controle da idade não teria gerado uma extrapolação indesejável no sentido de remover as variações entre as próprias coortes. Desse modo, supõe-se que dado o tipo de emprego desvantajoso, que implica em padrões, ônus e limites com repercussões de saúde, as coortes não geram, nesse contexto de classe, vantagens ou desvantagens adicionais que introduziriam variações ponderáveis nas discrepâncias em relação à categoria de referência.

No agrupamento destituído de ativos, as discrepâncias, como também seria previsível, atingem o maior nível em todas as coortes de nascimento. Existe uma perceptível variação (10,37 p.p.) entre as coortes no efeito total do modelo básico, sendo que a desvantagem atinge o seu maior nível na coorte de 1965-1974 e cai ao seu menor nível na coorte mais recente, de 1985-1994. A diminuição da desvantagem nas duas coortes mais novas está associada a uma diminuição da parte não explicada e ao aumento da parte explicada, isto é, a existência de alguma evolução ao

nível dos fatores socioeconômicos da parte explicada pode estar subjacente à melhora. A propósito, deve ser lembrado que cinco categorias conformam o agrupamento e sua composição pode ter se alterado entre as coortes. Os estratos agrícolas destituídos em atividade autônoma (pre-cária) e trabalho assalariado (braçal) seguramente tem um peso menor na coorte mais recente, em que a desvantagem foi menor. Por outro lado, junto com a queda da discrepância, os fatores socioeconômicos alcançam o maior peso nessa coorte (71,6%), na parte explicada da discrepância com correspondente retração da parte não explicada. Parece razoável supor a ocorrência de uma variação associada à coorte de nascimento, considerando também que mudanças na estrutura do emprego, das recompensas e de proteções sociais são fatores exógenos que afetam uma coorte.

A situação mais homogênea do contexto de classe destituído comum poderia possivelmente comprimir ou neutralizar as diferenças entre as coortes associadas à classe. Foi feita estimativa à parte do efeito independente de coorte sem a combinação e interação com classe social. No contraste da coorte mais antiga com as demais, o controle de idade faz com que o benefício de ser mais jovem seja neutralizado nas duas coortes mais recentes, além de ser invertido na segunda coorte menos distante na idade. Nas duas coortes mais recentes, a diferença se torna ínfima e sem significância estatística. Com o controle adicional de classe social, na forma agrupada e aditiva, assim como com a tipologia original completa, a diferença se mostra pequena e sem sinal de significância estatística. Isto quer dizer que o resultado do controle de idade é mais geral e não depende do controle de classe social na forma interativa condicional ou aditiva.

Em quase todos os grupos, a parte não explicada alcança uma dimensão expressiva superior 30%. A dimensão e o significado da parte não explicada, a depender do contexto e do problema de pesquisa, permitem situar, qualificar ou ampliar o horizonte interpretativo do efeito total. Em termos estritos, a parte não explicada abrange todos os fatores, observáveis e não observáveis, distintos dos fatores controlados no modelo completo, que influenciam as diferenças entre os grupos contrastados. A parte não explicada poderia canalizar diferenças na forma como determinadas características dos grupos são valorizadas e traduzidas em resultados. Possíveis efeitos interativos de retornos diferenciados ou condicionais, não captados no método de decomposição aplicado, podem estar alimentando o resíduo da parte não explicada. A estabilidade da parte explicada em termos absolutos e relativos, em particular para o trabalhador típico e o grupo destituído, sugere que certo nível de influência das coortes pode estar contido ou encoberto na parte não explicada. A parte não explicada pode naturalmente refletir fatores diversos, heterogêneos e simplesmente variações aleatórias. No horizonte sociológico mais amplo da desigualdade de saúde, fatores oriundos de vários níveis do ordenamento socioeconômico, estruturalmente dados, não adequadamente mensuráveis ou mesmo não observáveis, podem gerar assimetrias de ambientes, recursos, poderes, atributos, disposições, experiências, corporificações e capacidades de ação que não se limitam à educação, renda, recursos do domicílio, território, cor e sexo. Ao contextualizar de forma abrangente a parte não explicada do efeito total, sugere-se que classe social, secundada por coorte, como categoriais estruturais, possuem apreciáveis efeitos diretos e implicações mais amplas que transcendem os relevantes fatores socioeconômicos observáveis e atributos controlados com que estão associados.

Na [Tabela 3](#), apresento as contribuições específicas dos grupos de covariáveis. O método de Gelbach decompõe as mudanças nos coeficientes da variável independente focal entre o modelo base e o modelo completo. A decomposição é condicional a todas as covariáveis inseridas no modelo completo. Na decomposição, os valores positivos implicam que o fator contribui para a desvantagem de saúde da categoria designada em relação à categoria de referência (omitida), que é tanto maior quanto maior for o valor. O impacto de uma variável em determinado desfecho de saúde envolve a combinação de distribuição (peso) na população amostrada e a capacidade de gerar uma diferença. No entendimento dos resultados da decomposição da parte explicada ([Tabela 3](#)), deve ser levado em conta que as variáveis agregadas no modelo completo representam efeitos aditivos. As variáveis focais classe e coorte estão interagidas no modelo base, porém elas não interagem com as variáveis agregadas no modelo completo. Cada combinação de classe e coorte tem um conjunto de características específicas (educação, renda etc.) que impac-

Tabela 3. Decomposição da parte explicada do coeficiente pelo modelo completo por grupos de covariáveis no Brasil, em 2019

Classe por coorte	Decomposição da Parte Explicada					Total da parte explicada
	Educação	Renda	Território	Recursos domicílio	Cor e sexo	
Topo social, 1965-1974	0,0165	0,0055*	-0,0022*	0,0040	0,0062	0,0301
Topo social, 1975-1984	0,0242	0,0111	-0,0044*	0,0086	0,0086	0,0435
Topo social, 1985-1994	0,0385	0,0217	-0,0043*	0,0108	0,0092	0,0760
Qualificado, 1955-1964	0,0340	0,0539	0,0133	0,0208	0,0240	0,1462
Qualificado, 1965-1974	0,0381	0,0544	0,0128	0,0212	0,0256	0,1524
Qualificado, 1975-1984	0,0520	0,0618	0,0095	0,0206	0,0266	0,1707
Qualificado, 1985-1994	0,0698	0,0626	0,0063*	0,0264	0,0145	0,1799
Peq. Ativos, 1955-1964	0,1187	0,0659	0,0028*	0,0278	-0,0149	0,2004
Peq. Ativos, 1965-1974	0,1307	0,0690	0,0063	0,0271	-0,0111	0,2221
Peq. Ativos, 1975-1984	0,1156	0,0639	0,0038*	0,0254	-0,0104	0,1985
Peq. Ativos, 1985-1994	0,1135	0,0609	-0,0000*	0,0283	-0,0096	0,1930
Trabalhador, 1955-1964	0,1240	0,0939	0,0099	0,0385	-0,0005*	0,2658
Trabalhador, 1965-1974	0,1256	0,0918	0,0101	0,0368	0,0030*	0,2675
Trabalhador, 1975-1984	0,1186	0,0962	0,0119	0,0367	0,0045*	0,2682
Trabalhador, 1985-1994	0,1190	0,0918	0,0118	0,0390	0,0080*	0,2698
Destituído, 1955-1964	0,1704	0,1326	0,0258	0,0532	0,0279	0,4102
Destituído, 1965-1974	0,1728	0,1330	0,0334	0,0523	0,0314	0,4231
Destituído, 1975-1984	0,1669	0,1347	0,0383	0,0529	0,0302	0,4232
Destituído, 1985-1994	0,1553	0,1285	0,0361	0,0521	0,0203	0,3926

Nota: * diferença estatisticamente não significativa ($p > 0,05$).

Fonte: estimativas do autor com base na PNS 2019.

tam no resultado e essas influências estão sendo contempladas na decomposição. O método de decomposição calcula o efeito singular de cada fator condicional a todas as variáveis acrescentadas ao modelo completo, porém as novas variáveis de ordem socioeconômica não estão em interação com a variável focal classe por coorte presente no modelo básico. O efeito de classe é condicional à coorte e vice-versa, o que pode dar lugar a uma variação singular no efeito, porém os efeitos dos demais fatores agregados ao modelo completo não são condicionais à classe e coorte.

No interior do topo social, destaca-se o papel da educação na contribuição para a parte explicada da discrepância de saúde que favorece a coorte mais antiga. O fenômeno parece contraditório à primeira vista, já que as coortes mais recentes possuem mais escolaridade, cujo efeito está sendo estimado de forma aditiva. As duas coortes mais jovens estão mais concentradas nos níveis mais altos e menos concentradas nos níveis mais baixos de educação. Na coorte mais nova, 86,2% adquiriram educação superior completa contra 82,3% da coorte mais antiga. O topo social

na coorte mais antiga provavelmente adquiriu uma vantagem em um ou mais fatores omitidos associados tanto à educação quanto à saúde, cujo efeito foi refletido na variável educação.

Ocorre uma manifestação específica do fenômeno mais geral de viés de variável omitida. Uma variável omitida correlacionada ao resultado distorce a magnitude/sinal do coeficiente da variável presente no modelo e, por consequência, distorce a sua contribuição à parte explicada da decomposição (Fortin, Lemieux e Firpo, 2011; Gelbach, 2016). O fato do coeficiente da educação "receber" parte do efeito do fator omitido Z de forma diferenciada entre as coortes, supõe que a distribuição conjunta de Z (Z = origem social, capital social ou status social) e da educação difere por coorte dentro do topo social o que representa uma composição característica e uma influência exógena de coorte. No sentido substantivo, isso impede que a vantagem do grupo seja subestimada, mas o faz ao custo de atribuir parte do efeito de um fator omitido à educação, o que leva à superestimação da contribuição da educação para a decomposição. Parece significativo que venha à superfície justamente nessa coorte do topo social a manifestação de uma vantagem adicional não mensurada com implicação na saúde devido à sua correlação com a educação. Embora a decomposição não permita identificar o que de fato ocorreu, uma interpretação plausível é que a educação serviu de indicador substituto mais preciso ou mais amplo de privilégios não mensurados nesse grupo. A contribuição da renda para a desvantagem de saúde emerge em segundo lugar nas duas coortes mais recentes, o que decorre do menor montante de renda que ambas obtêm, como confirmado à parte por estatística descritiva.

No agrupamento qualificado, destaca-se o papel mediador da renda secundado pela educação. A renda e a educação incrementam a sua contribuição nas duas coortes mais recentes na proporção do aumento da parte explicada. O efeito de coorte pode estar em operação considerando que mudanças na distribuição da renda e da educação são fatores exógenos que repercutem no estado de saúde das coortes. Aumentar a contribuição para a desigualdade explicada significa que esses fatores estão mais defasados no contraste com a categoria de referência omitida do topo social na primeira coorte.

Nas comparações com os grupos restantes da estrutura social, os valores absolutos da parte explicada se alteram pouco entre as coortes no âmbito de cada agrupamento de classe. Em termos relativos, a parte explicada varia em torno de 70%. A maior variação dentro desse padrão está na categoria de pequenos ativos, com um mínimo de 64,7% e um máximo de 74,9% da parte explicada no efeito total (Tabela 2). Entre os portadores de pequenos ativos, prepondera claramente e de forma estável a contribuição da educação que tem quase o dobro de importância da renda. O fenômeno naturalmente reflete o fato de uma categoria de menor nível educacional estar sendo confrontada com o topo social de elevado nível educacional. Recursos do domicílio também importam. Cor e sexo têm sempre uma leve contribuição negativa, ou seja, favorável à redução da discrepância expressa em valor positivo. No trabalhador típico, se destaca o papel da educação acompanhada mais de perto pela renda e mais distante pelos recursos do domicílio. Em todos os fatores considerados, predomina no grupo a estabilidade dos efeitos na sucessão das coortes. Ordenamento semelhante ocorre no grupo destituído entre os três principais fatores socioeconômicos. Nele o nível de desigualdade e a parte explicada são maiores e todos os fatores concorrem, em certa medida, para esse resultado. Predomina também a tendência de estabilidade. A leve diminuição dos efeitos específicos basicamente acompanha a pequena redução do efeito geral (Tabela 2) nas duas coortes mais novas.

4. Conclusão

A evolução favorável do estado de saúde que melhora gradualmente conforme se move na sucessão de coortes em todos os agrupamentos de classe situa no início do estudo a dimensão do desafio de separar os efeitos de idade e coorte. A associação intrínseca de idade cronológica e biológica com o nível de saúde, assim como os diferentes perfis de idade dos grupos, destacam as implicações da idade como variável de confusão na investigação da desigualdade de saúde. O

controle da idade no modelo de regressão reverte claramente o efeito de confusão da idade no âmbito do topo social ao recolocar o melhor estado de saúde na coorte mais antiga. A remoção do efeito deletério do envelhecimento na saúde fica ainda mais patente ao ser confrontado com diferenciações socioeconômicas de trajetória da posição privilegiada. Em todos os contextos, o uso do modelo de regressão padrão incorporado ao método de decomposição remove das estimativas grande parte da associação de confusão entre idade cronológica e saúde contida nos contrastes entre as categorias de classe social e coorte interagidas.

O estudo constata que as discrepâncias entre os agrupamentos de classe são bem mais proeminentes do que entre as coortes de nascimento. No topo social, metade ou menos das diferenças internas estão associadas aos fatores socioeconômicos controlados. A menor variação da saúde dentro de um grupo mais homogêneo e privilegiado faz com que a parte explicada pela decomposição seja menor. No empregado qualificado com menos vantagens, as diferenças socioeconômicas indiretas adquirem maior projeção. No topo social e no empregado qualificado, de forma convergente, ocorre uma clara demarcação entre a coorte antecedente e as demais coortes subsequentes. Entre os controladores de pequenos ativos as discrepâncias de classe são marcantes e existe certo nível de variação entre as coortes intermediárias. No agrupamento de trabalhador típico, as discrepâncias são bastante intensificadas, porém tanto os seus patamares, quanto as contribuições dos fatores socioeconômicos, se mostram mais estáveis entre as coortes. No agrupamento destituído de ativos ocorre variação temporal no efeito total com certa diminuição da desvantagem associada ao aumento da parte explicada nas duas coortes mais recentes. O fenômeno remete à evolução menos desfavorável dos fatores socioeconômicos contidos na parte explicada. Os resultados acumulados sugerem que as variações de efeitos entre as coortes estão, em parte, encobertas ou subestimadas de modo especial no grande agrupamento de trabalhadores típicos. A avaliação de subestimação de efeito fica realçada ao ser referenciada à expectativa teórica contida no conceito de coorte.

A decomposição da parte explicada no interior do topo social trouxe à superfície um processo diferenciado. As coortes mais recentes têm desvantagens de saúde que dependem mais da educação embora tenham mais educação do que a coorte mais velha. Um resultado que se apresentava como contraintuitivo colaborou para realçar a natureza exógena, convergente e estruturada da coorte como fator de exposição com repercussões na saúde. Além disso, o efeito superestimado da educação, ao servir de evidência indireta de um fator estrutural omitido, realçou a importância de problematizar no sentido substantivo e generalizante os prováveis fatores estruturais presentes no resíduo não explicado além do seu mero *status* estatístico, mantendo-se certa cautela ao lidar com uma dimensão estritamente não mensurada.

No agrupamento qualificado, o quadro sugere um efeito exógeno de coorte associado a possíveis mudanças nos papéis da educação e da renda na parte explicada das discrepâncias de saúde. No interior dos demais agrupamentos, o montante da parte explicada varia pouco ou menos entre as coortes. A contribuição da educação fica em primeiro lugar, secundada mais distante pela renda em pequenos ativos e mais de perto no trabalhador típico e destituído. No agrupamento destituído, todos os fatores considerados dão a sua parcela de contribuição para gerar as maiores discrepâncias agregadas em todas as coortes. As contribuições da educação e da renda mostram-se bastante estáveis na sucessão das coortes no interior dos agrupamentos de pequenos ativos, trabalhadores típicos e destituídos de ativos.

A dimensão e o significado da parte não explicada demandam atenção devido à natureza potencial dos fatores que a influenciam. No resíduo da decomposição estão, provavelmente, deficiências de mensuração do efeito pleno de coorte que estão vinculadas ao controle estatístico de idade em uma regressão padrão. O processo pode atenuar ou distorcer o efeito completo da coorte, visto que idade e coorte são estruturalmente colineares em dados transversais. As variações aleatórias que são partes inerentes da vida social estão refletidas no resíduo não explicado. Certo nível de variação estocástica ou imprevisível nas trajetórias de saúde entre indivíduos dentro da mesma posição estrutural contribui com ruído para o resíduo.

Ao exercer influência dominante no desfecho de saúde, a noção de classe social se destaca na interpretação substantiva do resíduo, considerando as dimensões de ordem socioeconômica que ela expressa. No efeito total das categoriais interagidas foram removidas do desfecho final as contribuições precedentes, correlatas e indiretas de um leque amplo de fatores socioeconômicos específicos. Os controles introduzidos, por mais importantes que sejam, deixam o resíduo da decomposição carregar toda influência no resultado que não for redutível a esses fatores. Seria plausível admitir duas ordens de diferenças estruturais em operação na parte não explicada da desigualdade. Alimentam o resíduo prováveis variações nos retornos de saúde de características socioeconômicas dos subgrupos que não são capturadas dentro do modelo aditivo. As categoriais interagidas, em que se destaca classe social, estão conectadas à hierarquia de níveis da sociedade capitalista, que os mediadores mensuráveis não alcançam, e são portadoras de efeitos diretos e implicações mais amplas que persistem na parte não explicada da discrepância total de saúde reportada.

Contribuição de autoria (CRediT)

José Alcides Figueiredo Santos: conceitualização; metodologia; análise formal; visualização; redação – rascunho original; redação – revisão e edição.

Conflito de interesses

Não ocorreu conflito de interesses no processo de elaboração ou avaliação do artigo.

Declaração de disponibilidade dos dados

Os dados de pesquisa só estão disponíveis mediante solicitação justificada ao autor.

Financiamento

O estudo e artigo não contaram com financiamento.

Declaração de uso de IA

O estudo e artigo são criações originais do autor e não foi usada IA na redação do manuscrito original.

Referências

- BARTLEY, Mel. Measuring social position in health inequality research. In: VENKATAPURAM, Sridhar; BROADBENT, Alex. (org.) **The Routledge handbook of philosophy of public health**. Londres: Routledge, 2022. Cap. 15, p. 223-239.
- CUMMINGS, Jason L.; JACKSON, Pamela Braboy. Race, gender and SES disparities in self-assessed health, 1974-2004. **Research on Aging**, Thousand Oaks, v. 30, n. 2, p. 137-167, 2008. [DOI](#)
- FIGUEIREDO SANTOS, José Alcides. Desigualdades e interações de classe social na saúde no Brasil. **Dados**, Rio de Janeiro, v. 63, n. 1, p. 1-46, 2020. [DOI](#)

- FIGUEIREDO SANTOS, José Alcides. Fundamentos e aplicações de uma tipologia de classes para o Brasil. In: POMPEU, João Cláudio Basso; VIANA, André Rego; MAGALHÃES, Luís Carlos Garcia de; GONÇALVES, Ana Paula Vasconcelos. (org.) **Dinâmica Econômica, Mudanças Sociais e Novas Pautas de Políticas Públicas**. Brasília: Ipea, 2023. Cap. 5, p.125-157.
- FIGUEIREDO SANTOS, José Alcides. Interações de classe social, raça e gênero na saúde no Brasil. **Sociologia & Antropologia**, Rio de Janeiro, v. 15, n. 1, p. 1-26, 2025. DOI
- FIOCRUZ. O que é PNS? *s.d.* Disponível em: <https://www.pns.iciet.fiocruz.br/>. Acesso em: 04 jun. 2026.
- FORTIN, Nicole; LEMIEUX, Thomas; FIRPO, Sergio. Decomposition methods in economics. In: ASHENFELTER, Orley; CARD, David. (org.) **Handbook of labor economics**, v. 4A. Amsterdam: North Holland/Elsevier, 2011. p. 1-102.
- FOSSE, Ethan; WINSHIP, Christopher. Analyzing Age-Period-Cohort Data: A Review and Critique. **Annual Review of Sociology**, Palo Alto, v. 45, p. 467-492, 2019. DOI
- GELBACH, Jonah B. B1X2: module to account for changes when X2 is added to a base model with X1. **EconPapers**, 30 de março, 2014. Disponível em: <https://econpapers.repec.org/software/bocbocode/s457814.htm>. Acesso em: 04 set. 2025.
- GELBACH, Jonah B. When do covariates matter? And which ones, and how much? **Journal of Labor Economics**, Chicago, v. 34, n. 2, p. 509-543, 2016. DOI
- HOMAN, Patricia; BROWN, Tyson H.; KING, Brittany. Structural Intersectionality as a new direction for health disparities research. **Journal of Health and Social Behavior**, Washington, v. 62, n. 3, p. 350-370, 2021. DOI
- HOMAN, Patricia. Structural Sexism and Health in the United States: A new perspective on health inequality and the gender system. **American Sociological Review**, Washington, v. 84, n. 3, p. 486-516, 2019. DOI
- IDLER, Ellen; CARTWRIGHT, Kate. What do we rate when we rate our health: decomposing age-related contributions to self-rated health. **Journal of Health and Social Behavior**, Washington, v. 59, n. 1, p. 74-93, 2018. DOI
- JYLHA, Marja. Self-rated health and subjective survival probabilities as predictors of mortality. In: ROGERS, Richard G.; CRIMMINS, Eileen M. (org.) **International handbook of adult mortality**. Nova Iorque: Springer, 2011. Cap. 16, p. 329-244.
- JYLHA, Marja. What is self-rated health and why does it predict mortality? Towards a unified conceptual model. **Social Science & Medicine**, Oxford, v. 69, n. 3, p. 307-316, 2009. DOI
- KAM, Cindy; FRANZESE JR., Robert J. **Modeling and interpreting interactive hypotheses in regression analysis: a refresher and some practical advice**. Ann Arbor: University of Michigan Press, 2007.
- KANANEN, Laura; ENROTH, Linda; RAITANEN, Jani; JYLHÄVÄ, Juulia; BÜRKLE, Alexander; MORENO-VILLANUEVA, M.; BERNHARDT, J.; TOUSSAINT, O.; GRUBECK-LOEBENSTEIN, B.; MALAVOLTA, M.; BASSO, A.; PIACENZA, F.; COLLINO, S.; GONOS, E. S.; SIKORA, E.; GRADINARU, D.; JANSEN, E. H. J. M.; DOLLÉ, M. E. T.; SALMON, M.; STUETZ, W.; WEBER, D.; GRUNE, T.; BREUSING, N.; SIMM, A.; CAPRI, M.; FRANCESCHI, C.; SLAGBOOM, P. E.; TALBOT, D. C. S.; LIBERT, C.; KOSKINEN, S.; BRUUNSGAARD, H.; HANSEN, Å. M.; LUND, R.; HURME, M.; JYLHÄ, M. Self-rated health in individuals with and without disease is associated with multiple biomarkers representing multiple biological domains. **Scientific Reports**, Londres, v. 11, n. 1, art. 6139, 2021. DOI
- KEYES, Katherine M.; RUTHERFORD, Caroline; SMITH, Gordon S. Alcohol-induced death in the USA from 1999 to 2020: a comparison of age-period-cohort methods. **Current Epidemiology Reports**, Heidelberg, v. 9, n. 3, p. 161-174, 2022. DOI
- KEYES, Katherine M.; UTZ, Rebecca L.; ROBINSON, Whitney; LI, Guohua. What is a cohort effect? Comparison of three statistical methods for modeling cohort effects in obesity prevalence in the United States, 1971-2006. **Social Science & Medicine**, Oxford, v. 70, n. 7, p. 1100-1108, 2010. DOI
- LAHELMA, Eero. Health and social class. In: RITZER, George. (org.) **The Blackwell encyclopedia of sociology**. Oxford: Blackwell Publishing, 2007. p. 2086-2091.

- LAHELMA, Eero; MARTIKAINEN, P.; LAAKSONEN, M.; AITTOMAKI, A. Pathways between socioeconomic determinants of health. **Journal of Epidemiology and Community Health**, Londres, v. 58, n. 4, p. 327-332, 2004. DOI
- LOREM, Geir; COOK, Sarah; LEON, David A.; EMAUS, Nina; SCHIRMER, Henrik. Self-reported health as a predictor of mortality: A cohort study of its relation to other health measurements and observation time. **Scientific Reports**, Londres, v. 10, art. 4886, 2020. DOI
- MACKENBACH, Johan; VAN DEN BOS, J.; JOUNG, I. M. A.; VAN DE MHEEN, H.; STRONKS, K. The determinants of excellent health: Different from the determinants of ill-health? **International Journal of Epidemiology**, Oxford, v. 23, n. 6, p. 1273-1281, 1994. DOI
- MANDERBACKA, Kristiina; LAHELMA, Eero; MARTIKAINEN, Pekka. Examining the continuity of self-rated health. **International Journal of Epidemiology**, Oxford, v. 27, n. 2, p. 208-213, abr. 1998. DOI
- MANOR, Orly; MATTHEWS, Sharon; POWER, Chris. Dichotomous or categorical response? Analysing self-rated health and lifetime social class. **International Journal of Epidemiology**, Oxford, v. 29, n. 1, p. 149-157, 2000. DOI
- PFEFFERMANN, Danny. The Role of Sampling Weights when Modeling Survey Data. **International Statistical Review**, Voorburg, v. 61, n. 2, p. 317-337, 1993. DOI
- ROHRER, Julia M. Thinking clearly about age, period, and cohort effects. **Advances in Methods and Practices in Psychological Science**, Thousand Oaks, v. 8, n. 2, p. 1-20, 2025. DOI
- RYDER, Norman B. The Cohort as a Concept in the Study of Social Change. **American Sociological Review**, Washington, v. 30, n. 6, p. 843-861, dez., 1965. DOI
- SCHNITTKER, Jason; BACAK, Valerio. The Increasing Predictive Validity of Self-Rated Health. **PLoS ONE**, São Francisco, v. 9, n. 1, art. e84933, 2014. DOI
- SCHNITTKER, Jason. Working more and feeling better: women's health, employment and family life, 1974-2004. **American Sociological Review**, Washington, v. 72, n. 2, p. 221-238, 2007. DOI
- SNEAD, M. Christine. Self-rated health. In: RITZER, George. (org.) **The Blackwell encyclopedia of sociology**. Oxford: Blackwell Publishing, 2007. p. 2085-2086.
- SNEAD, M. Christine. Self-rated health. In: COCKERHAM, William C.; DINGWALL, Robert; QUAH, Stella R. (org.) **The Wiley Blackwell encyclopedia of health, illness, behavior, and society**. Chichester: John Wiley & Sons, 2014. p. 1-3.
- OLON, Garry; HAIDER, Steven J.; WOOLDRIDGE, Jeffrey M. What Are We Weighting For? **Journal of Human Resources**, Madison, v. 50, n. 2, p. 301-316, 2015. DOI
- SPULING, Svenja M.; WURM, Susanne; TESCH-RÖMER, Clemens; HUXHOLD, Oliver. Changing predictors of self-rated health: disentangling age and cohort effects. **Psychology and Aging**, Washington, v. 30, n. 2, p. 462-474, 2015. DOI
- STOPA, Sheila Rizzato; SZWARCOWALD, Célia Landmann; OLIVEIRA, Max Moura de; GOUVEA, Ellen de Cassia Dutra Pozzetti; VIEIRA, Maria Lúcia França Pontes; FREITAS, Marcos Paulo Soares de; SARDINHA, Luciana Monteiro Vasconcelos; MACÁRIO, Eduardo Marques. Pesquisa Nacional de Saúde 2019: histórico, métodos e perspectivas. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 29, n. 5, p. 1-12, 2020. DOI
- SZWARCOWALD, Célia; SOUZA-JÚNIOR, Paulo; ESTEVES, Maria; DAMACENA, Giseli; VIACAVA, Francisco. Socio-demography determinants of self-rated in Brazil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 21, supl. 1, p. 54-64, 2005. DOI
- WILLIAMS, Richard. Margins: combined and separate variables generate different results? **Statalist: The Stata Forum**, 06 de setembro, 2017. Disponível em: <https://www.statalist.org/forums/forum/general-stata-discussion/general/1409447>. Acesso em: 04 set. 2025.
- WRIGHT, Erik Olin. **Class counts: comparative studies in class analysis**. Cambridge: Cambridge University Press, 1997.
- WRIGHT, Erik Olin. Fundamentos de uma análise de classes neomarxista. In: WRIGHT, Erik Olin. (org.) **Análise de classe: abordagens**. Petrópolis: Editora Vozes, 2015. Cap. 1, p. 19-45.

- YANG, Yang; LAND, Kenneth C. **Age-Period-Cohort Analysis**: new models, methods, and empirical applications. Boca Raton: CRC Press, 2013.
- YANG, Yang. Age, period, cohort effects. *In*: CARR, Deborah. (org.) **Encyclopedia of the life course and human development**, v. 3. Nova Iorque: Gale, Cengage Learning, 2008. p. 6-10.
- YANG, Yang. Aging, cohorts, and methods. *In*: BINSTOCK, Robert H.; GEORGE, Linda K. (org.) **Handbook of aging and social sciences**. 7. ed. Amsterdã: Academic Press/Elsevier, 2010. Capítulo 2, p. 17-30.
- ZHENG, Hui; YANG, Yang; LAND, Kenneth C. Variance function regression in hierarchical age-period-cohort models: applications to the study of self-reported health. **American Sociological Review**, v. 76, n. 6, p. 955-983, 2011. [DOI](#)