

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS

Faculdade de Ciências Econômicas

Programa de Pós-graduação em Demografia

Tamara Vaz de Moraes Santos

**AVALIAÇÃO DA QUALIDADE DA EDUCAÇÃO REPORTADA DE ADULTOS NOS
CENSOS BRASILEIROS DE 1991 E 2000, POR REGIÕES, A PARTIR DE MEDIDAS DE
SOBREVIVÊNCIA**

Belo Horizonte
2024

Tamara Vaz de Moraes Santos

**AVALIAÇÃO DA QUALIDADE DA EDUCAÇÃO REPORTADA DE ADULTOS NOS
CENSOS BRASILEIROS DE 1991 E 2000, POR REGIÕES, A PARTIR DE MEDIDAS DE
SOBREVIVÊNCIA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Demografia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre (a) em Demografia.

Orientador: Prof. Dr. Cássio Maldonado Turra

Coorientadora: Dra. Marília Regina Nepomuceno

Belo Horizonte
2024

Ficha Catalográfica

S237a Santos, Tamara Vaz de Moraes.
2024 Avaliação da qualidade da educação reportada de adultos nos censos brasileiros de 1991 e 2000, por regiões, a partir de medidas de sobrevivência [manuscrito] / Tamara Vaz de Moraes Santos. – 2024.
1 v.: il.

Orientador: Cassio Maldonado Turra.
Coorientadora: Marília Regina Nepomuceno.
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.
Inclui bibliografia e apêndices.

1. Avaliação educacional - Teses. 2. Mortalidade– Teses. 3. Demografia – Teses. I. Turra, Cassio Maldonado. II. Nepomuceno, Marília Regina. III. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. IV. Título.

CDD: 370.981



UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM DEMOGRAFIA

ATA DE DEFESA DE DISSERTAÇÃO DE TAMARA VAZ DE MORAES SANTOS - NÚMERO DE REGISTRO 2021656971

Às nove horas e trinta minutos do dia primeiro do mês de março de dois mil e vinte e quatro, reuniu-se a Comissão Examinadora de DISSERTAÇÃO, indicada *ad referendum* pelo Colegiado do Curso em 19/02/2024, para julgar, em exame final, o trabalho final intitulado "Avaliação da qualidade da educação reportada de adultos nos censos brasileiros de 1991 e 2000, por regiões, a partir de medidas de sobrevivência", requisito final para a obtenção do Grau de Mestre em Demografia. Abrindo a sessão, o Presidente da Comissão, Prof. Cássio Maldonado Turra, após dar a conhecer aos(às) presentes o teor das Normas Regulamentares do Trabalho Final, passou a palavra à candidata, para apresentação de seu trabalho. Seguiu-se a arguição pelos(as) examinadores(as), com a respectiva defesa da candidata. Logo após, a Comissão composta pelos(as) professores(as) Cássio Maldonado Turra, Marília Regina Nepomuceno, José Irineu Rangel Rigotti e Helena Cruz Castanheira se reuniu, sem a presença da candidata e do público, para julgamento e expedição do resultado final. A Comissão **APROVOU** a candidata por unanimidade. O resultado final foi comunicado publicamente à candidata pelo Presidente da Comissão. Nada mais havendo a tratar, o Presidente encerrou a reunião e lavrou a presente ATA, que será assinada por todos os membros participantes da Comissão Examinadora.

Belo Horizonte, 1º de março de 2024.

Prof. Cássio Maldonado Turra (Orientador) (CEDEPLAR/FACE/UFMG)

Profa. Marília Regina Nepomuceno (Coorientadora) (Max Planck Institute for Demographic Research - Alemanha)

Prof. José Irineu Rangel Rigotti (CEDEPLAR/FACE/UFMG)

Profa. Helena Cruz Castanheira (CEPAL/UN)

PROFA. PAULA DE MIRANDA RIBEIRO

Coordenadora do Programa de Pós-Graduação em Demografia



Documento assinado eletronicamente por **Marilia Regina Nepomuceno, Usuária Externa**, em 04/03/2024, às 09:59, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Cassio Maldonado Turra, Professor do Magistério Superior**, em 04/03/2024, às 11:35, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Jose Irineu Rangel Rigotti, Professor do Magistério Superior**, em 04/03/2024, às 14:53, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Helena Cruz Castanheira, Usuário Externo**, em 06/03/2024, às 16:20, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Paula de Miranda Ribeiro, Coordenador(a) de curso de pós-graduação**, em 06/03/2024, às 18:41, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://sei.ufmg.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **3054547** e o código CRC **1B2FF0E8**.

AGRADECIMENTOS

A conclusão deste trabalho não apenas marca o término de um ciclo de processos, mas também oferece uma oportunidade para uma pausa serena, permitindo reflexões e expressões de gratidão.

Quero expressar meu imenso carinho ao meu orientador, Cássio Maldonado Turra. Além da orientação crítica e construtiva, agradeço profundamente pelo cuidado e pela abertura em permitir o desenvolvimento de um projeto de dissertação que refletisse minhas inquietações. Obrigado por acolher minhas indagações e por instigar reflexões que certamente acompanharão minha carreira como demógrafa. Obrigada também por ter sido sensível para além das obrigações acadêmicas.

À minha coorientadora, Marília Nepomuceno, gostaria de expressar minha gratidão pelas leituras cuidadosas e pelo acolhimento em Rostock. É inspirador e reconfortante ver alguém que já percorreu o caminho que estou trilhando ocupando sua posição. Obrigado por ser um apoio brasileiro nesta jornada rumo a uma carreira internacional.

A Diana Oya Sawyer, meu sincero agradecimento por apresentar a demografia de maneira tão elegante. Obrigado por demonstrar que é possível fazer ciência em prol dos mais vulneráveis da sociedade. Sua contribuição foi fundamental para minha visão de mundo e para entender como posso contribuir com ele. Sua abordagem firme, porém carinhosa, deixou uma marca profunda em mim.

Também expresso minha gratidão ao Cedeplar como um todo, desde a equipe administrativa até os professores. A coesão institucional proporcionou uma formação sólida, mas também humanizada. Agradeço sinceramente aos professores pela sensibilidade demonstrada em momentos de exaustão, reconhecendo, cada um à sua maneira, a fragilidade do momento.

Por fim, expresso minha afetuosa gratidão aos meus colegas de jornada pela constante parceria. Sua presença tornou os dias mais leves e inspiradores. Quero dedicar um agradecimento especial ao meu círculo mais próximo: Helen, Maria Laura, Nicole e Kary. Vocês se tornaram parte integral da minha vida pessoal. Especialmente para Maria L., meus agradecimentos adicionais pelas inúmeras trocas e discussões

que contribuíram significativamente para este trabalho, e por ter sido meu refúgio quando necessário (Meu pais com um pouco de sol nos momentos exatos).

Não é o último, mas o meu agradecimento constante, à minha família e às raízes do meu sertão. Foram e continuam sendo a essência que permeia tudo. Obrigado por moldarem o mundo tal como eu o vejo.

RESUMO

A educação desempenha um papel fundamental na análise demográfica, servindo como um indicador confiável do status socioeconômico e das habilidades cognitivas ao longo da vida. No entanto, a validade dessas relações está intrinsecamente ligada à consistência dos dados educacionais reportados, especialmente nos censos, que são fontes fundamentais para calcular os denominadores dos indicadores demográficos. No Brasil, pouco se sabe sobre a qualidade dos dados educacionais nos censos, mas estudos indicam imprecisões e inconsistências entre os levantamentos, possivelmente devido às mudanças estruturais e terminológicas no sistema educacional. Este estudo propõe avaliar a qualidade dos dados educacionais reportados por região nos censos de 1991 e 2000, através dos impactos dessas inconsistências nos padrões de mortalidade previstos por grupos educacionais. Para isso foram empregados métodos baseados em medidas de sobrevivência: razão intercensitária de sobrevivência e variável-r. Os resultados apontaram importantes inconsistências nas declarações de educação ao longo dos censos, com uma pior situação nas regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte. Houve grande expansão da educação nessas regiões, o que pode ter causado um maior incentivo dos indivíduos mais velhos a reportarem um nível educacional mais alto. As mulheres apresentaram padrões de inconsistência ainda mais acentuados do que os homens em todas as regiões. Embora a migração possa explicar parte dessa pior declaração nessas regiões, a incorporação da migração interna, calculada por métodos indiretos, mostrou que o volume migratório necessário para explicar os resultados deveria ser significativamente mais alto do que os estimados. Assim, é improvável que o pior padrão de declaração observado seja devido à migração. Destaca-se ainda que as mudanças no quesito do censo de 2022, como a inclusão de perguntas sobre o último ano ou série concluída com aprovação, são importantes para retomar a série histórica anterior, mas ainda apresentam possíveis fontes de confusão e incompatibilidade com o censo de 2000.

Palavras-chave: mortalidade; gradiente; educação; qualidade de dados.

ABSTRACT

Education is an important factor in demographic analysis as it indicates socioeconomic status and cognitive abilities throughout life. However, the accuracy of this information is dependent on the consistency of reported data on education, especially in censuses. Censuses are a crucial source for calculating demographic indicators. In Brazil, studies show that information on education reported in the censuses is inconsistent and inaccurate. This is possibly due to changes in the educational system's structure and terminology. In this study, the quality of data on education reported by the Brazilian region in the 1991 and 2000 censuses was assessed through survival measures, including intercensal survival ratio and variable-r indicators. The results revealed that there are significant inconsistencies in education records within censuses, and the situation is worse in the Midwest, Northeast, and North regions. Also, women showed more pronounced patterns of inconsistencies in all regions than men. Although migration may explain some of the discrepancies in these regions, indirect estimates of internal migration suggest that the volume of migrants required to change the survival patterns should be much higher. Thus, it is unlikely that the observed survival patterns are due to migration. It is also worth noting that changes in the census questionnaire in 2022, such as the inclusion of questions about the last year or grade completed with approval, are important to resume the previous historical series but still present possible sources of confusion and incompatibility with the 2000 census.

Keywords: mortality; gradient; education; data quality.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1: Curva de quantis da distribuição da educação na população de 40 anos ou mais – Brasil e Regiões, homens e mulheres, 1990 e 2000.....	35
FIGURA 2: Percentual acumulado da população em grupo etário por grupos de anos de educação – Brasil e Regiões, 1990 e 2000	36
FIGURA 3: Taxas específicas de crescimento por grupo de anos de educação – Brasil, homens e mulheres, 1991 e 2000	37
FIGURA 4: Taxas específicas de crescimento por grupo de anos de educação – regiões, homens e mulheres, 1991 e 2000	38
FIGURA 5: Razão intercensitária de sobrevivência por idade e anos de educação desagregados: Brasil, homens e mulheres, 1990 e 2000	40
FIGURA 6: Razão intercensitária de sobrevivência por idade e anos de educação desagregados: Regiões, homens e mulheres, 1990 e 2000	41
FIGURA 7: Distribuição da população por anos de educação e coorte– Brasil, homens e mulheres, 1990 e 2000.....	42
FIGURA 8: Razão intercensitária de sobrevivência por idade e grupo de anos de educação: Brasil, homens e mulheres, 1990 e 2000.....	43
FIGURA 9: Razão intercensitária de sobrevivência por idade e grupo de anos de educação: Regiões, homens e mulheres, 1990 e 2000	44
FIGURA 10: Expectativa de vida aos 40 anos implícita por RIS – Brasil e Regiões, homens e mulheres, 1990-2000.....	45
FIGURA 11 : Expectativa de vida estimada por variável-r por grupo de anos de educação – Brasil 1991-2000, homens e mulheres	47
FIGURA 12: Expectativa de vida estimada por variável-r por grupo de anos de educação – Regiões 1991-2000, homens e mulheres	48
FIGURA 13: Expectativa de vida relativa do grupo mais escolarizado (12+) ao grupo menos escolarizado (0-3) – Brasil e Regiões 1991-2000, homens e mulheres.....	49
FIGURA 14: Razão intercensitária de sobrevivência corrigida por migração, por idade e anos de educação agregados: Regiões, homens, 1990 e 2000.....	51

FIGURA 15: Razão intercensitária de sobrevivência corrigida por migração, por idade e anos de educação agregados: Regiões, mulheres, 1990 e 2000.....	52
FIGURA 16: Expectativa de vida aos 40 anos implícita por RIS com correção para migração regional –Regiões, homens e mulheres, 1990-2000	53
FIGURA 17: Expectativa de vida estimada por variável-r por grupo de anos de educação com correção para migração regional – Regiões 1991-2000, homens e mulheres.....	54

LISTA DE TABELAS E QUADROS

TABELA 1 - Mediana de anos de educação da população com 40 anos ou mais: Brasil e Regiões, homens e mulheres, 1990 e 2000	33
QUADRO 1: Regra de agregação da variável anos de educação	27
TABELA A1: Distribuição da educação na população de 40 anos ou mais – Brasil e Regiões, homens e mulheres, 1990 e 2000	67
TABELA A2: Distribuição da educação por grupo de idade decenal – Brasil, homens e mulheres, 1990 e 2000.....	67
TABELA A3: Distribuição da educação por grupo de idade decenal – Regiões, homens, 1990 e 2000	68
TABELA A4: Distribuição da educação por grupo de idade quinquenal – Regiões, mulheres, 1990 e 2000.....	69
TABELA A5: Distribuição da população com 12+ anos de educação por grupo de idade decenal – Regiões, mulheres, 1990 e 2000	70

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	10
2	REVISÃO DE LITERATURA	13
	2.1. Fatores demográficos, educação e qualidade dos dados.....	13
	2.1.1. Qualidade da educação autoreportada nos censos e Expansão educacional brasileiras	15
	2.2. Aspectos teóricos e empíricos do gradiente educacional em mortalidade adulta	18
	2.2.1. Relação direta	18
	2.2.2. Relação indireta.....	19
	2.2.3. Diferencial por sexo.....	20
	2.2.4. Comportamento ao longo das idades e efeitos de composição	21
	2.2.5. Aspectos teóricos e empíricos do gradiente educacional no Brasil e Regiões	23
3	FONTES DE DADOS E ASPECTOS METODOLÓGICOS.....	25
	3.1. Fonte de Dados	26
	3.2. Expectativa de vida implícita - RIS	28
	3.3. Expectativa de vida – variável-r.....	29
	3.4. Migração internacional e entre grandes regiões	31
4	RESULTADOS.....	33
	4.1. Descritivas	33
	4.2. Padrões de mortalidade regional por educação	38
	4.3. Efeito da migração nos padrões regionais.....	49
5	DISCUSSÃO E CONCLUSÃO	54

REFERÊNCIAS.....	61
APÊNDICE A - Tabelas	67
APÊNDICE B – Saldo migratórios estimados	71

1 INTRODUÇÃO

A educação desempenha um papel crucial na compreensão dos fenômenos demográficos. O nível educacional individual se destaca como um indicador confiável do status socioeconômico e das habilidades cognitivas ao longo da vida. A estabilidade desse atributo, que tende a se acumular de maneira consistente ao longo de determinadas faixas etárias, minimiza as chances e fontes de erros em pesquisas amostrais, conferindo-lhe assim uma robustez como preditora de renda e ocupação individual. Adicionalmente, sua universalidade evita a formação de grupos invisíveis associados a outros indicadores, como ocupação (DHS, 1980; Pamuk, 1985; Preston e Taubman, 1994).

Estudos têm consistentemente encontrado um papel relevante da educação nos determinantes das três componentes demográficas. No que diz respeito à mortalidade, há uma extensa literatura apontando para uma maior vantagem de sobrevivência de indivíduos e famílias com maior nível educacional (Cutler e Lleras-Muney, 2006; Cutler, Lleras-Muney e Vogl, 2008; Preston e Taubman, 1994). Em relação à fecundidade, estudos também apontam que mulheres com maiores níveis educacionais têm consistentemente menor fecundidade, se casam mais tarde e fazem mais uso de métodos contraceptivos (Behrman, 1996; Bongaarts, 2003). Estudos sobre determinantes da migração também utilizam frequentemente os níveis educacionais médios do lugar ou a nível individual para prever e caracterizar o tipo de fluxo migratório (Haas, de, 2010; Hunter, Luna e Norton, 2015).

No entanto, a validade dessas relações está intrinsecamente vinculada à consistência dos dados de educação reportados. Uma das fontes fundamentais para o cálculo dos denominadores dos diversos indicadores demográficos são os censos, e quaisquer imprecisões nas informações educacionais comprometerão a validade e precisão dos resultados. Estudos sobre a qualidade dos dados de educação no Censo têm demonstrado uma tendência geral em relatar níveis educacionais mais elevados do que os reais (Folger e Nam, 1964; Gustavus e Nam, 1968). Além disso, alguns estudos verificam que o erro ocorre mais acentuadamente em níveis mais altos de educação ou em indivíduos mais velhos (Black, Sanders e Taylor, 2003; Folger e Nam, 1964). A falta de compreensão da língua local ou do sistema educacional também é apontada

como um dos fatores de confusão que contribuem para os erros de declaração (Black, Sanders e Taylor, 2003). Há também indícios de que indivíduos sem certificação completa relatam com menor precisão sua educação (Kane, Rouse e Staiger, 1999).

No Brasil, ainda pouco se sabe sobre a qualidade da educação reportada nos censos. Os dois últimos levantamentos censitários que incluíram dados desagregados sobre educação ocorreram durante duas reformas significativas no sistema educacional, as quais provocaram alterações tanto estruturais quanto terminológicas (Rigotti, 2004). Paralelamente, as transformações nas normas educacionais brasileiras propiciaram um aumento notável e rápido no acesso à educação, principalmente na universalização do ensino fundamental. Esse fenômeno culminou na redução da taxa de analfabetismo e na mitigação das disparidades entre série e idade (Menezes-Filho, 2001; Rios-Neto *et al.*, 2010). Isso pode ter alterado não apenas a estrutura real da educação brasileira, mas também a percepção relativa dos indivíduos quanto ao seu nível educacional “ideal” pós expansão.

Em estudo pioneiro, Nepomuceno e Turra (2020) identificaram inconsistências na educação nos censos brasileiros de 1991 e 2000. Os resultados mostram um aumento inesperado das coortes entre os censos dentro de alguns níveis de escolaridade, indicando que os indivíduos exageraram sua escolaridade no segundo censo. Foi identificado também que os níveis educacionais médios são preferidos, ocasionando expectativas de vida mais altas desses grupos do que níveis de escolaridade mais altos. Esses padrões foram particularmente mais pronunciados para mulheres.

Há ainda indícios de que esses erros de declaração podem variar entre regiões. Por exemplo, estudos de mortalidade não têm encontrado grandes diferenças no gradiente educacional entre essas regiões (Silva, Freire e Pereira, 2016; Turra, Ribeiro e Pinto, 2019). No entanto, verifica-se significativas disparidades socioeconômicas, educacionais e de mortalidade entre as diversas regiões do país (Barros e Sawyer, 1993; Duarte *et al.*, 2002; Medeiros e Oliveira, 2014; Simões, 1999, 2002). Assim, é mais provável, por exemplo, que as regiões que apresentam um gradiente educacional em mortalidade mais pronunciado também tenham uma pior situação educacional declarada, mascarando as disparidades regionais.

Dessa forma, este trabalho tem dois objetivos com o propósito de aprofundar a análise sobre os erros na declaração da educação nos censos: i) avaliar a qualidade da educação reportada por região nos censos de 1991 e 2000 e ii) examinar os impactos

dessas inconsistências nos padrões previstos de mortalidade, considerando diferentes níveis educacionais e realizando comparações entre esses grupos. A avaliação será conduzida com base nas razões intercensitárias de sobrevivência e cálculos de expectativa de vida implícita e por variável-r.

Foram levantadas duas hipóteses – derivadas dos achados de Nepomuceno e Turra (2020) – para o comportamento da qualidade dos dados de educação regionalmente. A primeira sugere que em regiões com disparidades socioeconômicas mais pronunciadas, as pessoas têm mais incentivo para declarar um nível de escolaridade mais elevado. Isso se deve ao peso maior que a posição social do indivíduo tem na sociedade. Nesse contexto, o aumento da educação poderia levar a uma mudança na hierarquia socioeconômica, motivando os indivíduos mais velhos a ajustar sua posição social relativa, relatando um nível educacional mais alto.

A segunda hipótese indica que em áreas com menor nível educacional, é provável haver uma qualidade geral inferior de educação relatada. Isso se deve ao fato de que pessoas com menos educação podem ter dificuldade em descrever com precisão sua educação após as mudanças no sistema educacional brasileiro. Essencialmente, a hipótese subjacente é que aqueles com menos anos de educação formal tendem a relatar com menos precisão suas experiências educacionais.

O trabalho está estruturado em três partes: Revisão de literatura, Fontes de dados e Aspectos metodológicos, Resultados, Discussão e Conclusão. A primeira seção tem como propósito estabelecer as bases teóricas desta dissertação e posicionar este estudo no contexto da literatura nacional. Na seção metodológica, são detalhadas as fontes de dados utilizadas, suas correções, e os métodos empregados para estimar as expectativas de vida. Adicionalmente, uma subseção foi dedicada à discussão da estimativa dos saldos migratórios por sexo, idade e nível educacional. Por fim, são apresentados os resultados, seguidos de discussões e conclusões.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Este capítulo está dividido em duas grandes seções, abrangendo dois objetivos principais: i) situar este trabalho dentro do contexto da literatura e ii) estabelecer as bases teóricas desta dissertação.

A primeira seção apresenta uma visão geral do papel da educação na demografia e discute a qualidade dos dados autorrelatados sobre educação nos censos demográficos. Além disso, a última subseção desta parte aborda especificamente o caso brasileiro, destacando a interação entre a expansão ou as mudanças no sistema educacional brasileiro e a qualidade dos dados relatados sobre educação no Brasil.

A segunda seção introduz o quadro conceitual do gradiente educacional da mortalidade adulta. Esta seção descreve como o gradiente é gerado a partir dos diversos mecanismos que conectam a mortalidade à educação. Os padrões delineados nesta seção serão utilizados como parâmetros ao se avaliar os resultados encontrados para o Brasil e suas regiões. A última subseção desta seção abrange os panoramas encontrados até o momento para o Brasil.

2.1. Fatores demográficos, educação e qualidade dos dados

A educação tem sido amplamente utilizada na demografia para compreender diversos fenômenos demográficos. Uma das razões para isso é que ela desempenha tanto a função de indicador do status socioeconômico individual quanto de habilidades cognitivas (Mirowsky e Ross, 2005; Preston e Taubman, 1994).

Além disso, a educação possui qualidades operacionais distintas. Ao longo do ciclo de vida, ela se acumula, tornando-se praticamente constante a partir de determinadas idades (Mirowsky e Ross, 2005). Livre de erros de declaração, isso implica que não há mobilidade entre grupos educacionais a partir de algumas idades. A estabilidade da educação proporciona também menor possibilidade de erros de declaração nas pesquisas amostrais, além de ser um importante preditor da renda e ocupação do indivíduo (Montez, Hummer e Hayward, 2012; Preston e Elo, 1996). Por ser adquirida, é também atributo universal, evitando os chamados grupos invisíveis, como ocorre quando se utiliza a ocupação, por exemplo, como indicador do status socioeconômico (DHS, 1980; Pamuk, 1985; Preston e Taubman, 1994).

Estudos apontam ainda que a educação é o indicador de status socioeconômico menos endógeno em relação à saúde (Kitagawa e Hauser, 1973; Mirowsky e Ross, 2005b). A proximidade à morte, que incide fortemente na renda e ocupação, não apresenta efeito sobre a educação (Kitagawa e Hauser, 1973; Preston e Elo, 1996). No entanto, é possível que algumas condições inerentes ao fenômeno estudado possam ter algum efeito de causa reversa sobre a educação. Por exemplo, observa-se que condições de saúde severas na infância limitam o estoque de educação adquirido ao longo das primeiras décadas de vida (Kitagawa e Hauser, 1973; Mirowsky e Ross, 2005b).

Dessa forma, os estudos demográficos têm frequentemente utilizado a educação como determinante das componentes demográficas em diversos níveis. Em relação à mortalidade, há um consenso significativo de que indivíduos ou famílias com maiores níveis educacionais apresentam uma vantagem de sobrevivência em relação aos menos escolarizados (Cutler e Lleras-Muney, 2006; Cutler, Lleras-Muney e Vogl, 2008; Preston e Taubman, 1994). Estudos também indicam que mulheres com níveis educacionais mais elevados casam-se mais tarde, utilizam métodos contraceptivos com maior frequência e têm menos filhos (Behrman, 1996; Bongaarts, 1978, 2003). Quanto à migração, é frequentemente apontado que a educação pode caracterizar locais como atratores ou repulsores de migração e definir o tipo de migração a partir do atributo individual (Haas, de, 2010; Hunter, Luna e Norton, 2015).

Apesar de apresentar resultados robustos nessas áreas, a qualidade dos dados educacionais nos Censos não tem sido frequentemente discutida em todos os países. Os principais estudos centraram-se nos censos norte-americanos, revelando uma tendência geral dos indivíduos em relatar níveis educacionais mais elevados (Folger e Nam, 1964; Gustavus e Nam, 1968). Folger e Nam (1964) discutiram as tendências gerais da educação nos EUA de 1910 a 1960, atribuindo em grande parte o aumento da escolarização à expansão da educação pública e assistência escolar no país. Contudo, eles observaram uma tendência de relatar níveis mais altos de escolaridade, principalmente entre os mais velhos.

Gustavus e Nam (1968) encontraram uma generalização maior dos erros para todas as idades ao analisar o censo de 1950 e projetar a população por nível educacional e sexo para 1960, retroprojetando para 1910. Mesmo após ajustes de ganhos educacionais, observou-se uma tendência geral de exagerar os níveis educacionais

em todos os censos. Black, Sanders e Taylor (2003) encontraram resultado similar, destacando uma maior imprecisão nos grupos educacionais mais elevados.

Além disso, a pesquisa mostrou que mais da metade das mulheres que diziam ter um diploma na verdade não o tinham. Também foi observado um padrão maior de exagero na educação por parte das pessoas não brancas. Uma hipótese levantada é que pode haver maior confusão e falta de compreensão da língua nesse grupo, além de uma compreensão menos precisa do sistema de ensino norte-americano devido à grande proporção de migrantes (Black, Sanders e Taylor, 2003).

Há também indícios de que indivíduos com certificação completa relatam com maior precisão seus níveis educacionais em comparação com aqueles que possuem uma quantidade de anos de educação que não corresponde aos níveis de certificação (Kane, Rouse e Staiger, 1999). Ou seja, nesses casos os indivíduos parecem exagerar o nível relatado para o próximo nível acima.

2.1.1. Qualidade da educação autoreportada nos censos e Expansão educacional brasileira

No Brasil, persiste uma lacuna significativa na literatura quanto à avaliação da qualidade da educação reportada nas pesquisas nacionais. Em linhas gerais, os estudos existentes tendem a focalizar-se na identificação de imprecisões nas estimativas de mortalidade relacionadas aos grupos educacionais, frequentemente atribuídas à deficiência na qualidade dos dados empregados (Ribeiro, Turra e Pinto, 2021; Silva, Freire e Pereira, 2016; Turra, Ribeiro e Pinto, 2019). Entretanto, observa-se uma escassez de investigações sistemáticas que se dediquem a examinar os padrões subjacentes e potenciais fontes de erros.

Em estudo pioneiro, Nepomuceno e Turra (2020) identificaram grandes inconsistências na educação reportadas nos censos brasileiros. Os autores avaliaram a educação por meio do cálculo das expectativas de vida para grupos educacionais, implicitamente derivadas das taxas intercensitárias de sobrevivência nos censos de 1991 e 2000. As análises por ano simples de educação não foram indicativas do gradiente educacional reconhecido na mortalidade. A associação positiva entre educação e sobrevivência se tornou evidente apenas após a agregação de grupos etários em intervalos decenais e em categorias amplas de níveis educacionais. Contudo, os resultados ainda não refletiram completamente a literatura.

Notavelmente, mesmo após essa agregação, persistiram razões intercensitárias de sobrevivência superiores a um para diversos níveis de anos de educação, indicando um incremento das coortes entre os períodos censitários. Adicionalmente, não se observou um padrão monotônico de aumento nas razões intercensitárias de sobrevivência ao longo dos grupos educacionais, como seria esperado devido à vantagem de sobrevivência dos mais educados. Certos resultados também evidenciam uma falta de padrão mais pronunciada entre as mulheres, sobretudo nos estratos educacionais mais elevados.

Os autores identificaram duas possíveis fontes de erro, ambas relacionadas ao impacto da expansão educacional brasileira na propensão individual a cometer erros de declaração. A primeira sugere que a rápida expansão educacional teria alterado a percepção relativa das pessoas em relação à sua posição social. Indivíduos mais idosos, não beneficiados pela expansão, poderiam sentir-se incentivados a relatar uma escolaridade mais elevada para ajustar seu status social. A segunda fonte sugere que os indivíduos podem se confundir ao relatar sua educação devido às mudanças consecutivas no sistema de educação brasileiro e nos critérios do censo (Nepomuceno e Turra, 2020).

Com efeito, os censos de 1991 e 2001 abrangeram duas grandes reformas no sistema educacional, uma anterior ao primeiro censo e outra posterior ao mesmo (Rigotti, 2004). A primeira grande reforma ocorreu em 1971. Antes desse ano, o ensino primário era estruturado em, pelo menos, quatro séries anuais, enquanto o ensino médio era dividido em dois ciclos distintos: o ginasial, com duração de quatro anos, e o colegial, com duração de três anos (Brasil, 1961). A Lei nº 5.692, promulgada em 1971, promoveu uma reorganização no sistema educacional brasileiro, introduzindo a distinção entre primeiro e segundo grau. O primeiro grau foi ampliado para um ciclo de oito anos, enquanto a duração do segundo grau poderia variar de três a quatro anos, dependendo da inclusão de habilitações profissionalizantes (Brasil, 1971).

Em 1996, ocorreram mais alterações na duração e nomenclatura do ensino brasileiro. A educação básica, composta por pré-escola, ensino fundamental e ensino médio, foi estabelecida. O ensino fundamental teve sua duração fixada em oito anos, enquanto o ensino médio ficou com três anos. O ensino profissional, anteriormente parte do ensino básico, foi separado do ensino médio e colocado em uma categoria distinta (Brasil, 1996).

Rigotti (2004) aponta que é possível identificar tecnicamente correspondências entre as séries e graus ao longo dos censos demográficos. No entanto, é provável que as alterações tanto na estrutura educacional quanto na redação das perguntas nos censos tenham causado inconsistências nas declarações ao longo do tempo. Entre os censos de 1991 e 2000, a pergunta sobre escolaridade mudou de "grau" frequentado ou último concluído para "curso" frequentado ou mais elevado (Rigotti, 2004). Além disso, foram adicionadas consecutivamente opções nos censos para abranger todas as nomenclaturas utilizadas no sistema de ensino brasileiro, tornando a pergunta mais extensa e complexa. Desse modo, mesmo que os quesitos do censo tenham equivalências, a declaração do indivíduo pode ter mudado devido à falta de compreensão.

As mudanças normativas no sistema educacional brasileiro também resultaram em uma rápida e significativa expansão do acesso à educação no Brasil (Menezes-Filho, 2001; Rios-Neto *et al.*, 2010). Todos os níveis de ensino experimentaram crescimento, mas a maior parte ocorreu na universalização do ensino fundamental, o que resultou em uma expressiva redução na taxa de analfabetismo e na disparidade entre série e idade (Rios-Neto *et al.*, 2010).

Essa universalização levou a uma tendência de convergência na taxa de escolarização para diversos grupos, entre eles raça e sexo (Menezes-Filho, 2001; Rios-Neto *et al.*, 2010). No entanto, estudos têm apontado que a expansão educacional brasileira não foi capaz de reduzir as disparidades educacionais regionais ou mesmo reduzir os fatores geradores dessas desigualdades (Medeiros e Oliveira, 2014; Reis e Barros, 1990).

A despeito disso, especialmente os estudos de diferenças de mortalidade por nível educacional têm mostrado pequenas diferenças regionais e indícios de erros de declaração desigualmente distribuídos entre essas regiões (Silva, Freire e Pereira, 2016; Turra, Ribeiro e Pinto, 2019). Silva, Freire e Pereira (2016) não encontraram grandes diferenciais no gradiente educacional de mortalidade por regiões, apontando uma possível convergência em estilo de vida ou variação da qualidade do dado por região. Turra, Ribeiro e Pinto (2019) também encontraram que o tamanho das diferenças regionais reduzem ao se utilizar a estrutura educacional do censo 2010 e aumentam quando utilizada a estrutura da Pesquisa Nacional por Amostra de

Domicílios. No entanto, nenhuma investigação adicional sobre a qualidade dos dados por regiões foi realizada nesses trabalhos.

2.2. Aspectos teóricos e empíricos do gradiente educacional em mortalidade adulta

2.2.1. Relação direta

Um dos conceitos chave para compreender a relação direta entre educação e saúde foi descrito por Mirowsky e Ross, C. (2005) como “*learned effectiveness*”. Segundo esse conceito, a educação amplia a capacidade de adquirir, avaliar e utilizar as informações disponíveis. No caso de comportamentos de risco, por exemplo, os indivíduos mais educados identificam tais situações mais rapidamente e evitam ou contornam essas circunstâncias com maior eficácia (Mirowsky e Ross, 2005). Quando a situação de risco se instaura, esses indivíduos agem mais rápido e eficientemente para minimizar os danos (Cutler e Lleras-Muney, 2006; Mirowsky e Ross, 2005).

Esses atributos psicossociais estão consistentemente associados a fatores de risco relacionados a doenças cardiovasculares e a mortes por causas evitáveis. Por exemplo, estudos têm demonstrado uma prevalência mais elevada de tabagismo entre pessoas com menor nível educacional (Meara, Richards e Cutler, 2008; NCHS, 1961; Winkleby *et al.*, 1992). A redução do consumo de tabaco ao longo dos anos também foi mais acentuada entre os indivíduos mais escolarizados, tanto para homens quanto para mulheres (Meara, Richards e Cutler, 2008).

Em relação às mortes evitáveis, Mackenbach *et al.* (2015) estimam que o gradiente educacional é mais pronunciado para causas de mortes evitáveis que para aquelas consideradas não evitáveis. Os efeitos são ainda mais expressivos quando se trata de mortes suscetíveis a mudanças comportamentais (Mackenbach *et al.*, 2015). Mesmo ao se controlarem a renda e a ocupação do indivíduo, é possível observar a significância da educação na predição de riscos associados a mudanças comportamentais (Winkleby *et al.*, 1992). Esses resultados reforçam o papel autônomo da educação, que vai além de prover uma maior disponibilidade de recursos.

Na realidade, mesmo sob baixa renda, a educação desempenha um papel atenuador dos efeitos prejudiciais associados à limitação de recursos na saúde (Mirowsky e

Ross, 2005, 1999). Em face das limitações financeiras, indivíduos mais instruídos demonstram uma capacidade superior de gerir recursos escassos, otimizando sua utilização e prevenindo dificuldades econômicas (Mirowsky e Ross, 1999). A mesma relação foi encontrada por Mirowsky e Hu (1996) no âmbito da saúde evidenciando a existência de um gradiente educacional maior no primeiro decil de renda do que nos seguintes. Em outras palavras, em contextos de restrição de recursos, a relação entre educação e saúde se manifesta de maneira ainda mais marcante.

2.2.2. Relação indireta

A educação atua indiretamente na saúde por duas vias principais: recursos disponíveis – medidos usualmente pela renda – e redes sociais de apoio. A disponibilidade de recursos é o meio mais intuitivo que se pode postergar a deterioração dos níveis de saúde. A maior disponibilidade de recursos gera maior capacidade de consumo de bens e serviços médicos, melhores moradias e níveis mais adequados de alimentação (Cutler e Lleras-Muney, 2006).

A ligação entre educação e recurso é tradicionalmente estabelecida pela teoria do capital humano. Indivíduos com níveis mais elevados de capital humano têm também uma maior produtividade marginal associada a esse capital, resultando em remunerações mais elevadas (Becker, 1965). A relação entre saúde e renda é estabelecida a partir de um modelo microfundamentado de demanda por saúde, fundamentado na maximização da utilidade (Grossman, 1972). As maximizações ocorrem sujeitas as restrições orçamentárias e a uma função de produção de saúde, inicialmente proposta por Grossman (1972). Nesse modelo, o estoque de saúde inicial é dado e se deprecia com a idade. Investimentos de consumo relacionados a saúde podem elevar o estoque corrente – como melhores locais de moradia, serviços médicos, lazer, etc.

A demanda por saúde é positivamente associada à escolaridade a partir do conceito de preço sombra (ou custo de oportunidade). Neste contexto, o preço sombra apresenta uma relação negativa com a demanda por saúde, uma relação positiva com a idade e uma relação negativa com a educação (Grossman, 1972). Em outras palavras, quanto mais educado o indivíduo, menor é o seu custo de oportunidade, resultando em uma maior demanda por saúde.

De modo mais latente, as redes sociais podem atuar na saúde do indivíduo de modo indireto ou direto. De modo indireto, as redes sociais apoiam os indivíduos disponibilizando recursos sociais ou materiais (Hout, 2012; Preston e Elo, 1996). Um exemplo são as melhores oportunidades de trabalho, ocasionando um aumento direto da renda do indivíduo. Por outro lado, as redes sociais podem funcionar como uma alternativa ao mercado de bens, disponibilizando os recursos entre sua rede (Preston e Taubman, 1994). Nesse caso, a rede atua reduzindo o montante necessário para manter uma qualidade de vida melhor.

As redes sociais podem também atuar diretamente na saúde do indivíduo. Estudos encontraram evidências de que maiores redes de apoio reduzem situações de estresse e melhoram a saúde percebida (Backlund, Sorlie e Johnson, 1996; Hout, 2012; Schoenbach *et al.*, 1986). Por exemplo, pessoas que possuem fortes redes sociais e maior educação são menos suscetíveis a experimentarem desempregos temporários (Backlund, Sorlie e Johnson, 1996; Hout, 2012). Há também indícios de uma relação positiva entre redes sociais de apoio e uma redução direta na vulnerabilidade a doenças, o que diminui as chances de morte (Schoenbach *et al.*, 1986; Williams, 1990).

No entanto, esses benefícios não são igualmente usufruídos por todos os grupos de escolaridade. Estudos apontam que pessoas mais escolarizadas conseguem estruturar redes sociais de apoio maiores e melhores (Hout, 2012; McPherson, Smith-Lovin e Cook, 2001; Schwartz, 2010; Tubergen, van e Volker, 2015). Tubergen, van e Volker (2015) destacam, por exemplo, que redes formadas por indivíduos mais escolarizados também são compostas por pessoas com maior escolaridade e poder. Assim, o suporte potencial dessas redes gera maiores benefícios aos seus componentes. Adicionalmente, redes de apoio formadas por indivíduos mais escolarizados também tendem a ser mais estáveis e homogêneas, garantindo a sustentabilidade do suporte ao longo do ciclo de vida (Johnson, 1991; Schwartz, 2010).

2.2.3. Diferencial por sexo

Mulheres relatam níveis de saúde consideravelmente mais baixos do que os homens, além de mais visitas ao médico por problemas de saúde (Case e Paxson, 2005; Verbrugge, 1982; Verbrugge e Wingard, 1987). No entanto, é amplamente conhecido

que as mulheres têm menor mortalidade do que os homens em todas as idades, com alguma variação em países onde a mortalidade materna é mais expressiva (Case e Paxson, 2005; Gleit e Horiuchi, 2007; Verbrugge e Wingard, 1987; Wingard, 1984).

A diferença entre a mortalidade de homens e mulheres é mais expressiva entre as idades jovens de 15 a 34 anos, onde estão principalmente concentradas as mortes por acidentes (Verbrugge e Wingard, 1987). No entanto, estudos têm encontrado que o principal diferencial de mortalidade por sexo pode advir de riscos herdados, comportamentos de risco e comportamentos preventivos (Case e Paxson, 2005; Ross, Masters e Hummer, 2012; Verbrugge e Wingard, 1987). Em relação à desvantagem na origem, há indícios de que os homens apresentam inerentemente taxas maiores de mortalidade desde a concepção (McMillen, 1979). A segunda razão está relacionada à menor propensão das mulheres a adotar comportamentos de risco. As mulheres apresentam comportamentos mais saudáveis, como prática de esportes, consumo regular de vitaminas e menor consumo de álcool (Case e Paxson, 2005; Verbrugge, 1982; Wingard, 1984).

Adicionalmente, as mulheres acionam redes sociais de modo mais efetivo, evitando ou amenizando situações de estresse (Wingard, 1984). Os cuidados e a prevenção também são mais frequentes entre as mulheres. Um dos exemplos comumente encontrado nos estudos é de que os homens vão menos ao médico e sofrem situações mais agudas de doenças crônicas – como cardíacas, enfisemas, cirrose e acidente vascular (Case e Paxson, 2005; Ross, Masters e Hummer, 2012; Verbrugge e Wingard, 1987).

2.2.4. Comportamento ao longo da idade e efeitos de composição

Uma das questões elementares em estudos sobre diferenciais educacionais em mortalidade é a quantificação dessas desigualdades entre grupos. Em geral, os diferentes métodos se concentram em analisar diferenças absolutas ou relativas. Embora existam diversas medidas para cada um dos grupos de medidas, pode-se listar como medida básica de desigualdade absoluta a diferença entre a mortalidade dos dois grupos educacionais extremos. Enquanto a relativa pode ser observada tomando-se a razão dessas medidas entre os mesmos grupos. Embora as medidas absolutas e relativas busquem mensurar o mesmo fenômeno da vantagem de

sobrevivência entre os grupos, elas apresentam padrões distintos ao longo das idades.

Uma implicação meramente matemática é que quando o risco de mortalidade é baixo, as diferenças absolutas tendem a ser pequenas, enquanto que as diferenças relativas são grandes (Mackenbach, 2012; Mackenbach *et al.*, 2016). Assim, as diferenças absolutas tendem a aumentar com a idade e as relativas a reduzir, dado o aumento da mortalidade ao longo da idade. No entanto, há explicações fundamentais para o padrão de redução das desigualdades relativas em mortalidade por grupos socioeconômicos.

Estudos baseados em dados transversais mostram que as desigualdades socioeconômicas são pequenas no início da idade adulta, alta nas idades intermediárias e voltam a reduzir com as idades mais avançadas (Beckett, 2000; Cutler e Lleras-Muney, 2006; Kitagawa e Hauser, 1973; Preston e Taubman, 1994). A principal hipótese dessa convergência é a seletividade de sobrevivência (Markides e Machalek, 1984). A redução dos diferenciais socioeconômicos com a idade resultaria da alta mortalidade precoce do grupo em desvantagem de sobrevivência, de forma que nas idades mais avançadas, o grupo de pessoas inicialmente desfavorecido seria composto por sobreviventes mais resistentes a mortalidade (Markides e Machalek, 1984). Adicionalmente, House, Kessler e Herzog (1990) também atribuem essa redução dos diferenciais nas idades mais avançadas às garantias governamentais, aposentadoria e ampliação da acessibilidade a saúde.

Em uma abordagem menos dominante, Ross e Wu (1996) afirmam que as desigualdades em saúde baseadas em status socioeconômicos aumentam ao longo do ciclo de vida. Baseada na teoria das vantagens cumulativas, os indivíduos chegariam ao final da vida com um estoque maior de benefícios gerados por experienciarem ao longo de toda vida um status socioeconômico melhor. Isso inclui recursos financeiros, redes de apoio, gestão de risco e dano, etc (Ross e Wu, 1996). Em consonância a essa abordagem, Lauderdale (2001) encontra que a convergência das desigualdades pode ser influenciada por análises de período. Os resultados dentro das coortes mostram um aumento dessas desigualdades ao longo das idades, enquanto na análise de período, há uma convergência (Lauderdale, 2001).

A idade é também um dos grandes preditores da mortalidade (Cutler, Deaton e Lleras-Muney, 2006). A comparação da mortalidade entre grupos exige que as medidas de

mortalidade sejam ajustadas à idade para reduzir o efeito de composição. A composição etária é especialmente relevante no caso de grupos educacionais. Em um cenário de expansão educacional, espera-se que indivíduos mais jovens tenham uma educação mais alta. Ou seja, grupos educacionais mais elevados podem apresentar maior vantagem de sobrevivência pelo efeito de composição de indivíduos mais jovens.

Outro efeito de composição relevante nos estudos de desigualdade em mortalidade é a causa de morte. Estudos têm consistentemente encontrado que o gradiente educacional é mais acentuado para doenças cardiovasculares e mortes por causas externas do que verificado para câncer ou doenças congênitas (Mackenbach *et al.*, 2015; Preston e Taubman, 1994; Winkleby *et al.*, 1992). Ou seja, o gradiente educacional por todas causas de morte depende da composição de causa de mortes e do gradiente educacional dentro de cada causa de morte.

Embora o efeito de composição deva ser reconhecido nas análises, a avaliação do gradiente educacional por todas as causas de morte apresenta maior estabilidade ao longo do tempo do que para causas específicas de morte (Miech *et al.*, 2011). Adicionalmente, o gradiente considerando todas as causas é mais adequado ao captar as múltiplas relações entre status social e saúde, assim como o acúmulo dos processos sociais e biológicos da desigualdade na mortalidade (Mirowsky e Ross, 2005b; Ross e Wu, 1996).

2.2.5. Aspectos teóricos e empíricos do gradiente educacional no Brasil e Regiões

Os estudos brasileiros deram especial atenção ao papel da redução da mortalidade infantil na queda da mortalidade brasileira (Barros e Sawyer, 1993; Simões, 1999, 2002). Simões (2002) estimou que a mortalidade infantil foi responsável por mais de 50% dos ganhos totais na expectativa de vida ao nascer entre 1940 e 2000. Adicionalmente, as mortes relacionadas a doenças infecciosas e parasitárias persistiam como importante estrutura da mortalidade na infância no Norte e Nordeste, indicando uma expressiva diferença entre os níveis de desenvolvimento socioeconômico regionais (Simões, 2002). O estudo de Barros e Sawyer (1993) também destacou o papel da região de moradia da criança como uma das mais importantes na determinação da mortalidade infantil. Os estudos também encontraram

uma forte associação entre a mortalidade infantil e variáveis sociais, com evidências importantes da educação formal da mãe (Barros e Sawyer, 1993; Simões, 2002).

Em relação aos diferenciais em mortalidade adulta, no entanto, pouco se sabe no Brasil. A escassez de informação sobre o status socioeconômico do indivíduo que veio a óbito se impõe como a principal limitação ao desenvolvimento de estudos nessa área (Pereira, Freire e Queiroz, 2019; Pérez e Turra, 2008). Primeiro, as bases de dados brasileiras apresentam grandes limitações quanto a disponibilidade de informações socioeconômicas ao nível individual sobre o falecido. O censo demográfico passou a contar com o quesito de investigação de mortes no domicílio apenas a partir de 2010, embora seja restrito a investigar o sexo e a idade do falecido. Por outro lado, os registros civis brasileiros dispõem de quesitos de investigação da situação socioeconômica, mas apresentavam até 2014 mais de 20% de dados faltantes para o Brasil (Turra, Ribeiro e Pinto, 2019). Como resultado, os estudos sobre o tema no Brasil têm se concentrado em investigar pequenas áreas, grupos específicos ou com informações socioeconômicas ao nível agregado.

Em concordância com a literatura internacional, as investigações sobre o gradiente da mortalidade por status socioeconômico no Brasil também têm utilizado a educação como principal medida do gradiente em mortalidade. Os trabalhos de Perez e Turra (2009), Silva, Freire e Pereira (2016) e Turra, Ribeiro e Pinto (2019) destacam-se entre os de maior abrangência. Utilizando o novo quesito de mortalidade no domicílio do censo de 2010, Silva, Freire e Pereira (2016) avaliam o gradiente educacional em mortalidade a partir da educação do chefe do domicílio. A hipótese implícita é que os regimes de mortalidade não diferem muito dentro dos domicílios. Os resultados mostram um diferencial em expectativa de vida de 6,2 anos para os homens do grupo mais escolarizado em relação ao menos escolarizado. Enquanto que essa relação é 2,25 anos para as mulheres. Os diferenciais foram mais pronunciados nas regiões Nordeste, Sudeste e menores na região Norte. Embora os resultados sejam coerentes com alguns padrões esperados, as expectativas de vida calculadas para as regiões apresentam ainda algumas inconsistências entre os níveis educacionais intermediários. Silva (2014) atribui esse padrão às altas taxas de mortalidade em que os indivíduos menos escolarizados são submetidos em idades mais jovens, ocasionando baixas probabilidade de morte no último grupo etário e gerando expectativas de vida mais altas.

Em outro estudo, Perez e Turra (2009) utilizam a sobrevivência e educação das mães a partir da Pesquisa de Padrões de Vida de 1996 para estimar o gradiente educacional de mortalidade feminina para o Brasil. Os resultados são mais condizentes com o padrão da literatura internacional e o diferencial entre o grupo menos e mais escolarizados é maior do que os estimados em estudos com o censo ou registros civis. Os autores também encontram uma redução dos diferenciais ao longo das idades, evidenciando o efeito protetor ou de seleção entre as mulheres brasileiras.

Embora restrito ao município de São Paulo, Ribeiro, Turra e Pinto (2021) comparam três métodos para estimar os gradientes educacionais no Brasil: escolaridade do chefe de família no censo de 2010, registro civil e escolaridade imputada no censo de 2010. Os dois primeiros métodos são os comumente utilizados nos estudos brasileiros e o último método foi proposto pelos autores. O método proposto realiza uma imputação da escolaridade por modelo multivariado normal, considerando diversos atributos domiciliares disponíveis no censo de 2010. Os resultados indicam a existência do gradiente educacional em mortalidade para todos os métodos. No entanto, a imputação da educação individual gera um maior diferencial entre os grupos extremos de escolaridade. Os autores ainda sugerem que, em um cenário de rápida expansão educacional vivenciado pelo Brasil, a escolaridade do chefe do domicílio pode subestimar os diferenciais. Ou seja, estratégias que utilizem a informação ao nível individual, mesmo que imputada, apresentam resultados mais consistentes para o contexto brasileiro.

3 FONTES DE DADOS E ASPECTOS METODOLÓGICOS

Foram utilizadas duas estratégias para estimar o gradiente educacional em mortalidade a partir da informação de educação reportada nos censos demográficos: i) razões intercensitárias de sobrevivência e ii) variável-r. Ambos os métodos foram utilizados para estimar as expectativas de vida de cada grupo educacional com base na distribuição da população por sexo e idade dos censos demográficos de 1991 e 2000.

3.1. Fonte de Dados

Censos Demográficos de 1991 e 2000 foram utilizados em sua versão disponibilizada pelo IPUMS (2020), expandidos pelos fatores de expansão do arquivo de pessoas fornecidos. A fração da amostra representou 0,1, com 17.045.712 registros para 1991 e 20.274.412 registros para 2000

Embora o Brasil disponha do Censo de 2010, nesse ano não foi investigada a série ou ano atualmente cursado por indivíduos que frequentam o ensino superior. Nesse ano, também não foi investigado o curso mais elevado cursado para aqueles que não frequentavam a escola na data de referência da pesquisa. Desse modo, não é possível construir uma variável contínua de anos de educação que seja compatível com os anos anteriores.

Os métodos foram aplicados a população masculina e feminina entre 40 e 89 anos. Nesse intervalo de idade, é improvável haver expressivos ganhos em educação formal. Conforme os censos de 1991 e 2000, apenas 0,50% e 2,17% da amostra da população nessas idades relataram estar ainda frequentando a escola nos períodos de referência, respectivamente.

Dois ajustes foram realizados nos censos para melhorar a qualidade e clareza dos resultados: i) correção por omissão por sexo e ii) ajuste do intervalo entre censos. Embora as estimativas de omissão não estejam disponíveis por regiões, foram utilizadas as estimativas por sexo para o Brasil propostas por Tacla Chamy (2006) com intuito de mitigar o efeito da diferença de enumeração entre os censos. O ajuste foi de 1.043 e 1.032 para homens e mulheres em 1991, respectivamente, e 1.034 e 1.025 para homens e mulheres em 2000, respectivamente.

Além disso, uma vez que o intervalo intercensitário convencional de 10 anos possibilita uma análise mais intuitiva das coortes ao longo do tempo, além de simplificar o cálculo da expectativa de vida implícita em tabelas de vida modelo, a população do censo de 1991 foi trazida para 1 de agosto de 1990, mesma data de referência do censo de 2000. Para isso, utilizou-se um conjunto de taxas de crescimento exponencial por idade e sexo.

O nível educacional dos indivíduos foi mensurado utilizando o número de anos de educação concluídos com aprovação. Foi utilizada a versão harmonizada dessa variável nomeada de YRSCHOOL no repositório do IPUMS (IPUMS, 2020). O código

da harmonização foi analisado e a distribuição da variável original foi comparada com a variável categorizada.

As informações registradas com “Não determinado” foram excluídas das análises, respondendo por 0,01% e 0,99% da amostra de pessoas com 40 anos ou mais nos censos de 1991 e 2000, respectivamente. Além dos anos de educação, a variável contém também informação sobre “alfabetização de adultos”, representando 0,95% e 0,27% da amostra em 1991 e 2000, respectivamente. Registros que tinham essa informação assinalada foram reclassificados com a informação de zero anos de educação.

As análises foram conduzidas inicialmente utilizando os anos de educação desagregados e posteriormente uma versão agregada dessa variável. Para isso, foi adotada a abordagem credencialista. Estudos mostram que há uma tendência dos indivíduos e do mercado em utilizar credenciais (diplomas e certificações) como uma sinalização das habilidades adquiridas dentro do sistema educacional (Collins, 1979; Fernandes e Menezes-Filho, 2012; Manacorda, Sanchez-Paramo e Schady, 2010; Pecora e Menezes-Filho, 2014). Embora a teoria do gradiente em mortalidade suporte um gradiente contínuo ao longo dos anos de educação, a grande heterogeneidade da qualidade dos anos de educação e o funcionamento do mercado por sinalização podem contribuir para que o gradiente seja mais facilmente captado em anos que correspondam às credenciais. A definição dos grupos educacionais também considerou a correspondência entre anos de educação e a regra então vigente de duração dentro dos níveis educacionais. O

QUADRO 1 apresenta a regra adotada e os grupos utilizados.

QUADRO 1: Regra de agregação da variável anos de educação

Níveis educacionais	Anos de educação
Sem instrução	0 a 3
Fundamental incompleto	4 a 7
Fundamental completo ou ensino médio incompleto	8 a 10
Ensino médio completo	11
Ensino superior	12 a 18

Fonte: Elaboração própria.

Todas as análises foram conduzidas considerando as cinco grandes regiões brasileiras em que o domicílio respondente estava sediado. A variável utilizada foi a

harmonizada “REGNBR” do IPUMS. Foram utilizados grupos etários decenais, seguindo o adotado por Nepomuceno e Turra (2020). A agregação visou evitar problemas de pequenos número e erros de declaração. O primeiro erro é especialmente recorrente em idades mais avançadas e o segundo em níveis educacionais mais elevados.

3.2. Expectativa de vida implícita - RIS

A qualidade da educação autoreportada nos censos foi avaliada utilizando a análise das razões intercensitárias de sobrevivência (RIS) em cada região e a mortalidade implícita gerada por essas razões. Para cada região, a RIS foi calculada da seguinte maneira:

$$RIS_{x,x+10} = \frac{\text{[]}_{10}N_{x+t}^{2\ k,i}}{\text{[]}_{10}N_x^{1\ k,i}}$$

onde t é o intervalo intercensitário de 10 anos, $\text{[]}_{10}N_x^{1\ k,i}$ é a coorte em idade x a $x+9$, sexo k e nível educacional i no primeiro censo e $\text{[]}_{10}N_{x+t}^{2\ k,i}$ é a coorte em idade $x+10$ a $x+10+9$, sexo k e nível educacional i no segundo censo, ou seja, a coorte do primeiro censo 10 ano mais velha.

A consistência da RIS foi avaliada calculando-se a expectativa de vida implícita aos 40 anos. Para isso foi utilizado o conjunto “WEST” das tabelas de vida modelo de Coale-Demeny na versão disponibilizada pelas Nações Unidas em que são expandidas até 130 anos (United Nations, 2011). Embora o resultado final apresente o conjunto “WEST”, todas as demais famílias dessas tabelas foram testadas a fim de identificar a sensibilidade dos resultados com a mudança de tabela.

As RIS calculadas anteriormente foram comparadas às razões de sobrevivência das tabelas modelos para os mesmos grupos etários de modo a encontrar um intervalo de razões de sobrevivência na tabela modelo em que contivesse a RIS calculada acima, obtendo as expectativas de vida aos 40 por interpolação.

A RIS capta as mudanças no tamanho das coortes no período intercensitário. Na ausência de problemas de cobertura e migração internacional ou entre regiões, espera-se que essas razões sejam menores do que 1, refletindo o efeito da mortalidade. A seção 3.4 apresenta alguns ajustes para mitigar os efeitos da migração.

Ao fim, na ausência de grandes problemas de declaração educacional, espera-se que as análises das expectativas de vida implícitas reflitam os padrões descritos na literatura.

3.3. Expectativa de vida – variável-r

As expectativas de vida de cada grupo educacional utilizado foram também estimadas utilizando o método da variável-r proposto por Preston e Bennett (1983). O método é também baseado em duas distribuições em dois momentos no tempo, mas apresenta importantes diferenças em relação ao método das RIS. A partir de um conjunto de taxas específicas de crescimento, Preston e Bennett (1983) transformam a estrutura etária populacional observada em uma equivalente da população estacionária, sem a necessidade da hipótese de estacionariedade *a priori*. Em seguida, as relações da tabela de vida de uma população estacionária podem ser aplicadas, obtendo uma tabela de vida completa a partir das duas distribuições iniciais.

A expectativa de vida a idade x para grupo etário quinquenal e um intervalo intercensitário de aproximadamente 9 anos é então:

$$e_x = \frac{T_x}{l_x} = \frac{\sum_{x=y}^{\omega} {}_{10}L_x + L(\omega_+)}{l_x}, \quad x = 30, 40, \dots, \omega - 10$$

onde,

$${}_{10}L_x = {}_{10}\bar{N}_x \exp \left[10 \sum_{x=30}^{x-10} {}_{10}r_x + \frac{10}{2} {}_{10}r_x \right]$$

é o número de pessoas-ano vividos entre as idades x e $x+9$. Procedimento especial é adotado no caso do intervalo aberto, em que o número de pessoas-ano será dado por:

$$L(\omega_+) = \bar{N}(\omega_+) \exp[R(\omega_+)]$$

onde

$$R(\omega_+) = \rho(\omega_+) + 10 \sum_{x=30}^{\omega-5} {}_{10}r_x$$

Em que $\rho(\omega_+)$ é calculado utilizando uma equação derivada de populações estáveis simuladas descrita em (United Nations, 1983). Em continuidade:

$$l_x = \frac{1}{9} [\square_{10}L_x + \square_{10}L_{x-10}]$$

são os sobreviventes a idade exata x ,

$$\square_{10}\bar{N}_x = \frac{[\square_{10}N_x^2 - \square_{10}N_x^1]}{9\square_{10}r_x}$$

é a população no meio do período, assumindo que as taxas específicas de crescimento não variam no período e

$$\square_{10}r_x = \frac{1}{9} \text{Ln} \left(\frac{\square_{10}N_x^2}{\square_{10}N_x^1} \right)$$

é a taxa específica de crescimento, Ln é o logaritmo na base e e ω o intervalo aberto. O resultado do método acima é uma tabela média ponderada das tabelas do período. Nenhum procedimento foi aplicado para a estimação da expectativa de vida no intervalo aberto, uma vez que não é de interesse deste estudo.

O método da variável- r apresenta vantagens em relação à obtenção de expectativas de vida por RIS. Primeiro, o método é não paramétrico no sentido de prescindir o uso de tábuas de vida modelo. Em segundo lugar, o método dispensa que o intervalo intercensitário seja múltiplo de 5, não sendo necessários ajustes da população no período. Por fim, erros de declaração de idade – especialmente preferências por dígitos – são mitigados caso o padrão seja similar nas duas distribuições. Ambas vantagens citadas evitam a adição de potenciais vieses à análise.

Assim como os demais métodos baseados em duas distribuições, o método da variável- r é sensível a problemas de cobertura e migração. Possíveis problemas de cobertura foram amenizados com os ajustes proposto por Tacla Chamy (2006). A seção 3.4 apresenta alguns ajustes para mitigar os efeitos da migração. Ambos erros supracitados irão causar erros no conjunto de taxas específicas de crescimento. A despeito disso, Preston e Bennett (1983) mostram que os erros na expectativa de vida serão proporcionalmente maiores nas idades mais jovens. Desse modo, espera-se que as expectativas de vida geradas por esse método sejam mais comportadas do que as expectativas de vida implícitas geradas por a RIS.

3.4. Migração internacional e entre grandes regiões

Os métodos da variável- r e das razões intercensitárias assumem uma população fechada em relação à migração, contornável mediante a inclusão de estimativas de migração líquida. A migração internacional foi considerada insignificante para a população de 40 anos ou mais. Nepomuceno e Turra (2020) apresentaram um teste de sensibilidade corroborando esse pressuposto.

Para a migração interna, é essencial obter estimativas de migração líquida regional para adultos de 40 anos ou mais, desagregadas por sexo, idade e grupo educacional. No entanto, os cálculos e estimativas da migração líquida regional por nível educacional enfrentam desafios metodológicos importantes. A principal limitação é a falta de informações sobre o local de residência na data do último censo. Como resultado, os saldos migratórios entre censos devem ser estimados por métodos indiretos. A segunda grande limitação é que os métodos indiretos normalmente requerem uma estimativa de mortalidade para os grupos a serem estimados, mas a própria estimativa da mortalidade desses grupos é objeto deste estudo. Diante disso, diferentes estratégias foram empregadas com base no método dos saldos migratórios quinquenais de Carvalho e Rigotti (1998).

Os Censos de 1991 e 2000 incluem o quesito que investiga o local de residência 5 anos antes da data do censo. Portanto, o saldo migratório decenal pode ser estimado como a soma do saldo dos últimos cinco anos e dos sobreviventes do saldo migratório do primeiro quinquênio.

$$\sum_{x+10}^{10} SM_{x+10}^{j,i,s} = \sum_{1,x+5}^5 SM_{1,x+5}^{j,i,s} * RS_2 + \sum_{2,x+10}^5 SM_{2,x+10}^{j,i,s}$$

Ou seja, o saldo migratório decenal de uma região j , nível educacional i , sexo s e grupo quinquenal de idade x , é a soma do saldo dos últimos cinco anos mais os sobreviventes do saldo migratório do primeiro quinquênio. O saldo migratório dos últimos 5 anos é calculado diretamente pelo quesito do censo demográfico que investiga local de residência 5 anos antes da data de referência do censo. As razões de sobrevivência quinquenais foram estimadas a partir das razões intercensitárias decenais como:

$$RS_2 = \sqrt{\frac{RIS_d}{K}} \text{ e } RS_1 = \frac{RIS_d}{RS_2}$$

O fator K foi estimado usando tabelas de vida regionais para o meio do período 1990-2000 a partir das tábuas de mortalidade regionais de 1991 e 2000 disponibilizadas pelo IBGE (Albuquerque e Senna 2005). K é então:

$$K = \frac{{}_5L_{x+10} / {}_5L_{x+5}}{{}_5L_{x+5} / {}_5L_x}$$

Para estimar os saldos migratórios do primeiro quinquênio foram empregadas duas estratégias. A primeira estratégia seguiu o proposto por Carvalho e Rigotti (1998) em que o saldo do primeiro quinquênio será a da população reconstituída para o ano de 1995 menos a população esperada para o mesmo ano. A população reconstituída em 1995 deriva da população residente na data do último censo distribuída nos locais de residência cinco anos antes, dividida pela razão de sobrevivência previamente estimada (Carvalho e Machado, 1992). Ou seja, distribuiu-se a população do Censo de 2000 de acordo com o local de moradia cinco anos antes dividido pela razão de sobrevivência do segundo quinquênio para reverter os óbitos esperados nesse período. Assim, tem-se a população x+5 anos em 1995. A população esperada será a população observada em 1990 multiplicada pela razão quinquenal de sobrevivência do correspondente grupo etário, gerando a população x+5 anos de 1995.

Entretanto, vale ressaltar uma limitação desse método no contexto desse estudo. O método consiste na utilização das razões intercensitárias de sobrevivência para estimar os saldos do primeiro quinquênio e do decênio. Se essas razões apresentarem erros por grupos de escolaridade, a estimativa de migração também conterà imprecisões.

Para suavizar esse problema, foi realizada uma segunda estimativa do saldo do primeiro quinquênio, utilizando uma interpolação linear dos saldos quinquenais de cada região, por sexo, idade e escolaridade, entre 1986 e 1995, obtidos por método direto. Essa segunda abordagem assume que a evolução da migração tenha sido gradativa entre os quinquênios. Essa abordagem ainda apresenta significativas limitações, principalmente para grupos em que houve inflexão de tendência no período ou variações bruscas, mesmo que no mesmo sentido da tendência estabelecida.

4 RESULTADOS

4.1. Descritivas

Em 1990, 50% dos adultos brasileiros com 40 anos ou mais tinham até 3 anos de educação, para ambos os sexos. No censo de 2000, a mediana de anos de educação aumentou para 4 anos, tanto para homens quanto para mulheres.

A mediana apresenta variações significativas entre as regiões. O Norte e o Nordeste tiveram as medianas mais baixas, enquanto que o Sudeste e Sul as mais altas. Em 1990, mais da metade da população adulta do Nordeste não possuía educação formal, enquanto no Norte a mediana era de 2 anos de educação. Os resultados de 2000 indicaram um aumento na escolarização em todas as regiões, com os ganhos mais expressivos ocorrendo no Nordeste, elevando a mediana regional para dois anos de educação para ambos os sexos. O restante das regiões teve estabilidade ou um ano adicional na mediana. A TABELA 1 resume as medianas para ambos os períodos, considerando sexo e regiões.

TABELA 1 - Mediana de anos de educação da população com 40 anos ou mais: Brasil e Regiões, homens e mulheres, 1990 e 2000

Região	Censo de 1990		Censo de 2000	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Brasil	3	3	4	4
Centro-Oeste	3	3	4	4
Nordeste	0	0	2	2
Norte	2	2	3	3
Sudeste	4	4	4	4
Sul	4	3	4	4

Fonte de dados básicos: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020).

O aumento na mediana de anos de educação dos indivíduos com 40 anos no Brasil e em diferentes regiões pode indicar inconsistências nas declarações educacionais nos censos. Ganhos educacionais acima dos 40 anos são considerados improváveis, sendo possível atribuir esses ganhos em parte à população de 40 anos em 2000. Contudo, apenas 3,2% da população de 30 anos em 1991 afirmou frequentar o sistema de ensino. Portanto, é improvável que essa parcela da população tenha contribuído significativamente para um aumento de um ano na média da educação nacional. Regionalmente, a variação na distribuição da educação pode indicar graus

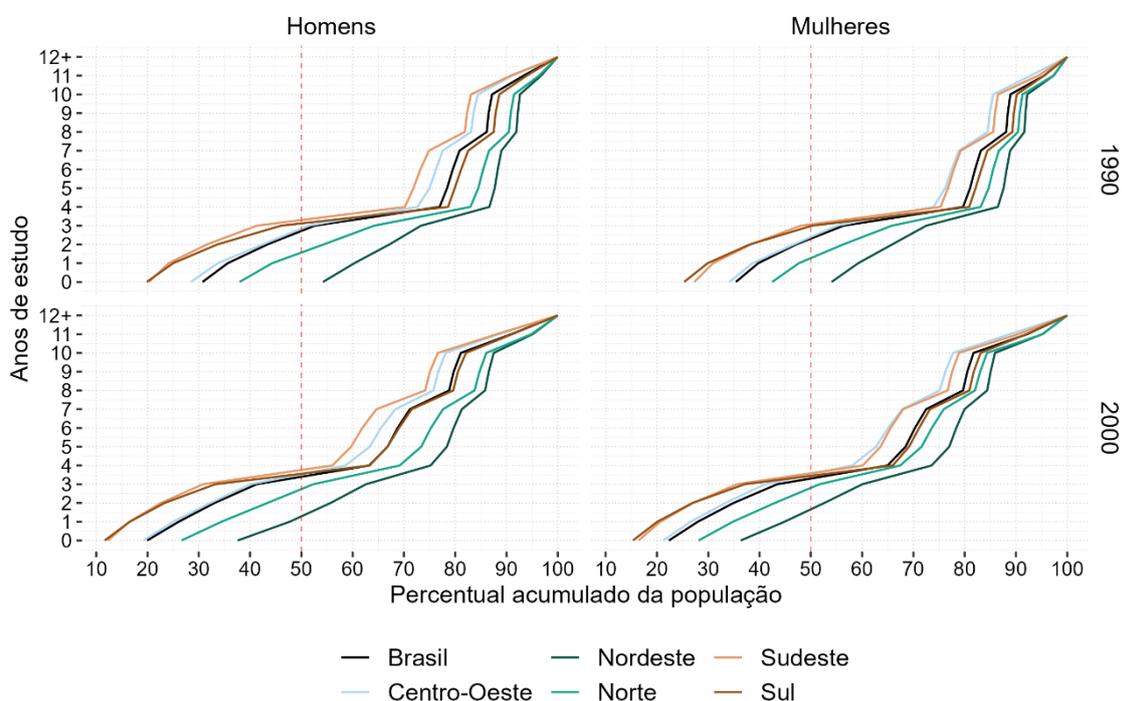
distintos de erro de declaração na variável de educação. No entanto, é possível ainda que essas variações regionais sejam parcialmente explicáveis pelo fenômeno de migração interna, abordado na seção 4.3.

Todas as regiões registraram reduções expressivas no percentual da população não escolarizada entre 1990 e 2000, verificado pelos deslocamentos à esquerda nas curvas na FIGURA 1¹. A região Nordeste teve a maior redução em pontos percentuais, 16,6% e 17,7%, para homens e mulheres, respectivamente. A região Norte registrou a segunda maior redução, 11,3% e 14,4% para homens e mulheres, respectivamente. Comportamento inverso foi verificado para os níveis educacionais mais altos. Norte e Nordeste tiveram os menores aumentos em pontos percentuais da população com 12 anos ou mais de anos de educação, para homens e mulheres, respectivamente. Em geral, variações tanto no grupo menos escolarizado quanto nos mais escolarizados foram mais pronunciadas para as mulheres.

A marca de quatro anos de educação completos destaca-se no Brasil e suas regiões, abrangendo a grande maioria da população até esse nível. A população adulta em análise vivenciou um sistema educacional no qual quatro anos de educação marcavam o fim do antigo ensino primário e requisição de prova de habilitação para níveis mais altos (Brasil, 1961). Desse modo, a escolaridade de até quatro anos de estudo é uma linha natural de baixa escolaridade nesses períodos. A FIGURA 1 mostra ainda que os níveis que marcam credenciais ou níveis imediatamente anteriores a elas são pontos de acumulação de declarações. Notadamente – 8, 11 e 12 ou mais anos de estudos – que marcam o fundamental completo, ensino médio completo e superior, respectivamente.

¹ Os detalhes desse gráfico estão disponíveis na TABELA A1.

FIGURA 1: Curva de quantis da distribuição da educação na população de 40 anos ou mais – Brasil e Regiões, homens e mulheres, 1990 e 2000



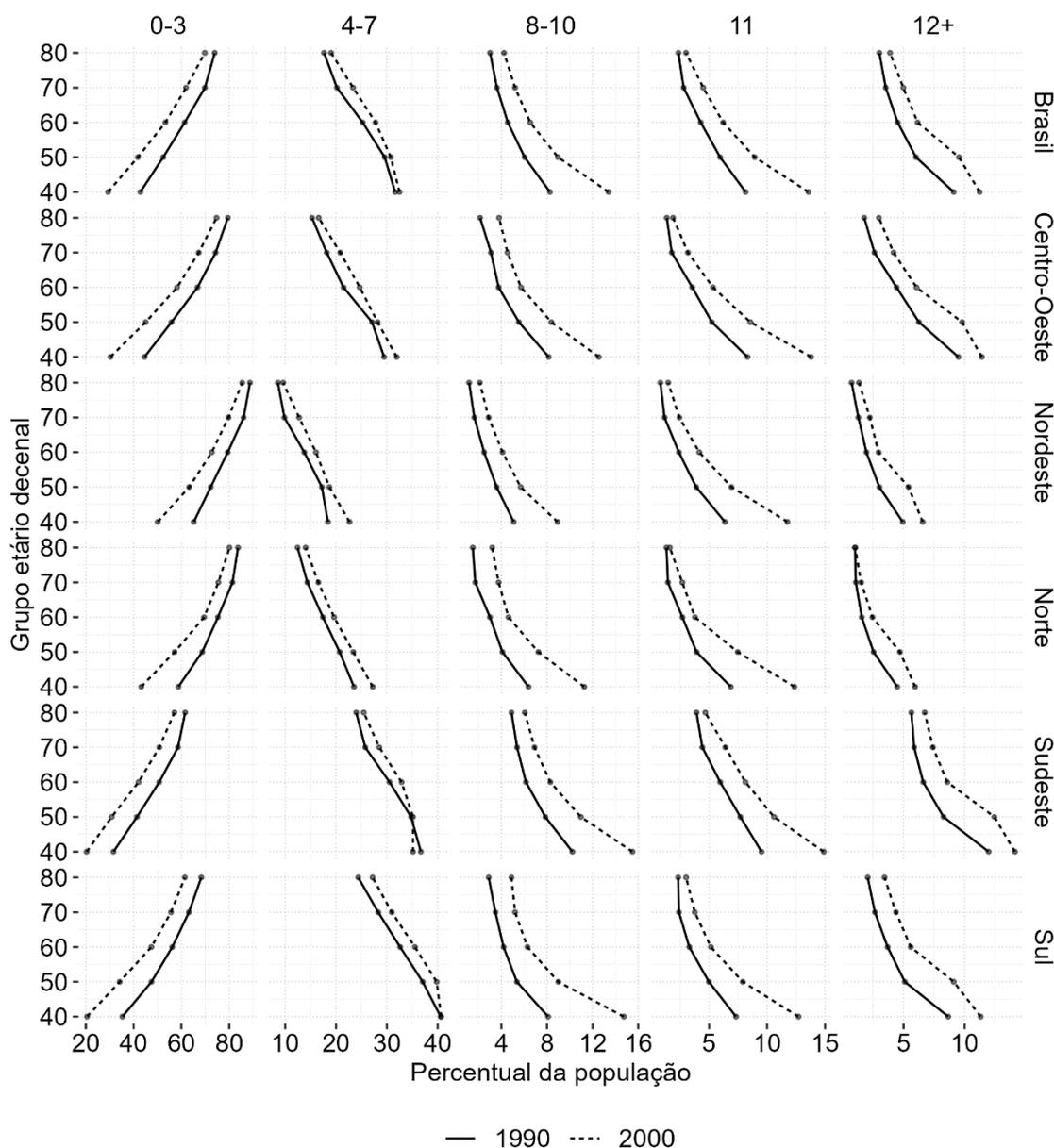
Fonte de dados básicos: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020).

O Brasil e suas regiões sofreram também expressivas modificações na composição educacional dentro de cada grupo etário. A FIGURA 2 mostra a distribuição da educação por idade e grupos de anos de educação no Brasil e regiões. Observa-se uma diminuição proporcional acentuada no número de pessoas com pouca ou nenhuma educação formal, especialmente nos grupos etários mais jovens (40-49 anos), como era esperado. Essa redução, no entanto, ocorreu progressivamente em todos os grupos etários.

O grupo de indivíduos com educação entre 4 e 7 anos apresentou aumentos modestos, concentrados principalmente em faixas etárias mais avançadas. Nas regiões Norte e Nordeste, observou-se um aumento mais expressivo na coorte mais jovem, ao contrário das demais regiões do país. Nos grupos de fundamental completo (8-10 anos) e ensino médio completo (11 anos), houve aumento relativo em todas as coortes, sendo mais pronunciado nos grupos etários mais jovens. Esse padrão não foi observado no grupo educacional mais elevado (12 anos ou mais de estudo). Neste último grupo, a coorte de 40-49 anos teve um aumento percentual menor em relação ao período anterior do que a coorte imediatamente mais velha. Adicionalmente, os

dois grupos etários mais velhos tiveram, em geral, uma maior expansão em pontos percentuais nos grupos educacionais de 8-10 anos e 12+. Valores desagregados dessa figura podem ser encontrados na TABELA A3 e TABELA A4.

FIGURA 2: Distribuição da população de cada grupo etário por grupos de anos de educação – Brasil e Regiões, 1990 e 2000



Fonte

Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020).

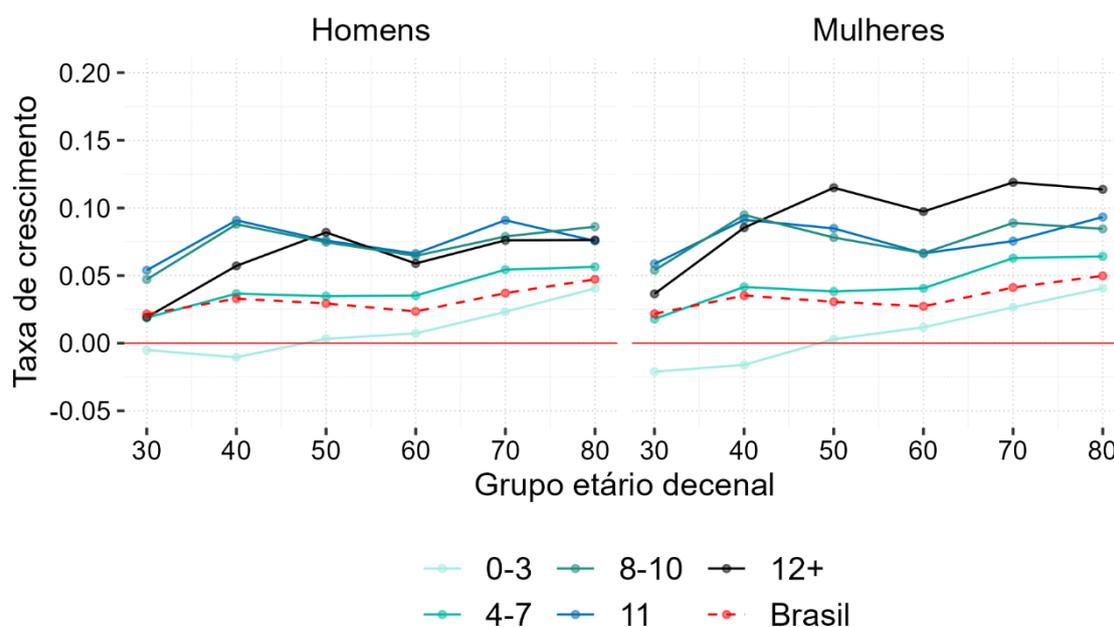
A FIGURA 2 pode ser analisada em relação às taxas de crescimento específicas para cada um dos grupos educacionais entre 1991 e 2000. Na FIGURA 3 foram calculadas os crescimentos de duas coortes em idades iguais em cada período. Essas taxas nos permitem relacionar o tamanho de grupos etários sucessivos em um mesmo período,

transformando-os em análise de coorte. Quanto maiores as taxas de crescimento, principalmente nas idades mais jovens, maior a expectativa de vida calculada por método da variável-r.

Assim, caso as declarações de nível educacional fossem consistentes entre os censos, se esperaria ver um padrão que – ao serem acumuladas – gerassem um padrão mais ou menos crescentemente por nível educacional.

Para o Brasil, entretanto, observaram-se altas taxas, principalmente nos grupos de 8-10 e 11 anos de estudo. As taxas apresentam também um padrão oscilatório com as idades, com múltiplos cruzamentos. Para as mulheres, destaca-se o crescimento destoante da população de 12 anos ou mais de estudo.

FIGURA 3: Taxas específicas de crescimento por grupo de anos de educação – Brasil, homens e mulheres, 1991 e 2000

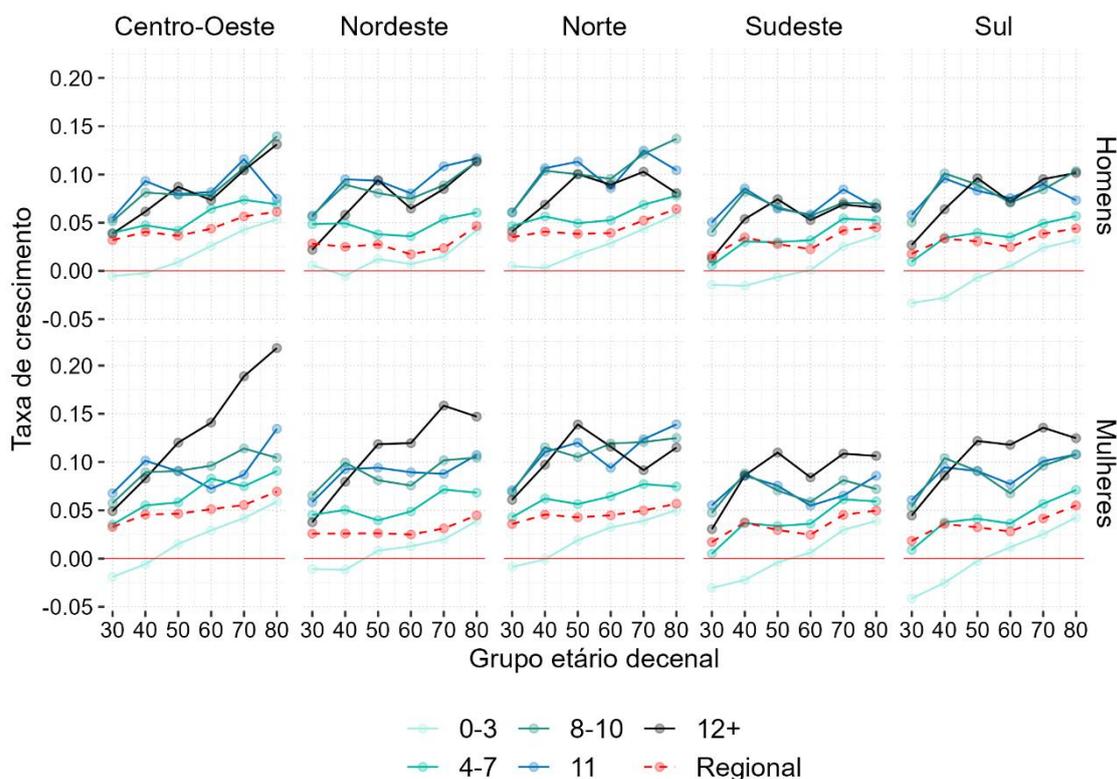


Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020).

As regiões Sul e Sudeste demonstraram maior conformidade com o padrão e nível nacional (ver FIGURA 4). Por outro lado, o Centro-Oeste, Nordeste e Norte exibiram taxas ainda mais elevadas. Para as mulheres, o mesmo padrão foi encontrado, com maiores amplitudes nas taxas de 12 ou mais anos de estudo. Esses resultados podem indicar uma presença significativa de fluxos migratórios nessas regiões e nesses grupos educacionais. No entanto, também podem indicar mudanças na declaração do

nível educacional, que podem estar mais fortemente relacionadas a grupos etários mais velhos.

FIGURA 4: Taxas específicas de crescimento por grupo de anos de educação – regiões, homens e mulheres, 1991 e 2000



Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020).

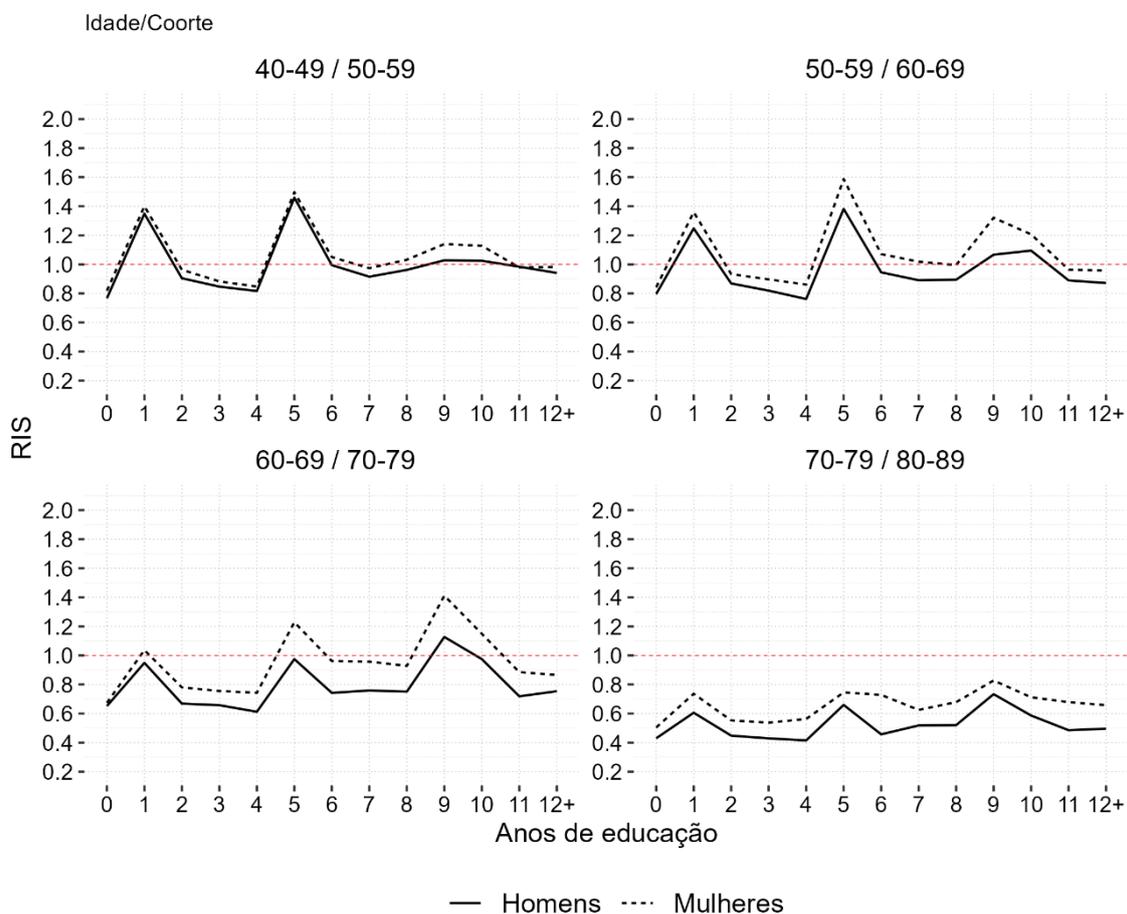
4.2. Padrões de mortalidade regional por educação

Para uma melhor compreensão da consistência da declaração da educação entre os censos, foram calculadas as razões intercensitárias de sobrevivência para anos desagregados de educação, apresentadas nas FIGURA 5. As mesmas razões intercensitárias foram calculadas para cada uma das cinco regiões brasileiras, apresentadas na FIGURA 6. O padrão encontrado para o Sudeste e Sul são os mais similares ao nacional. As regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte apresentaram padrões ainda mais destoantes do esperado, com maiores amplitudes nos picos de 1, 5 e 9 anos de educação. Também foram registradas relações de sobrevivência menores para níveis mais altos de educação.

Considerando que a população com 40 anos ou mais no Brasil não foi seriamente afetada pela migração, espera-se observar alguns padrões: i) que as RIS sejam menores do que um devido ao impacto da mortalidade entre os censos; e ii) que as RIS tenham uma inclinação positiva com os anos de educação. O primeiro padrão implica que a coorte em 1990 tenha diminuído quando medida em 2000 devido ao impacto da mortalidade. O segundo padrão está de acordo com a teoria do gradiente educacional da mortalidade, segundo a qual pessoas com níveis mais elevados de educação apresentam maior vantagem de sobrevivência (Cutler e Lleras-Muney, 2006; Preston e Taubman, 1994).

A FIGURA 5 mostra as razões intercensitárias de sobrevivência por nível educacional para o Brasil. As estimativas exibem um padrão inesperado. Para vários níveis educacionais, observam-se RIS superiores a 1. Os níveis educacionais de 1, 5 e 9 anos apresentam picos constantes, frequentemente ultrapassando 1, exceto para a coorte mais velha. Resultado similar foi encontrado por Nepomuceno e Turra (2020), embora esse trabalho tenha encontrado alguma suavização nos picos referentes aos 9 anos de educação para coortes mais jovens. Essa discrepância decorre do uso de grupos decenais de idade neste estudo, ao passo que Nepomuceno e Turra (2020) inicialmente empregaram grupos quinquenais.

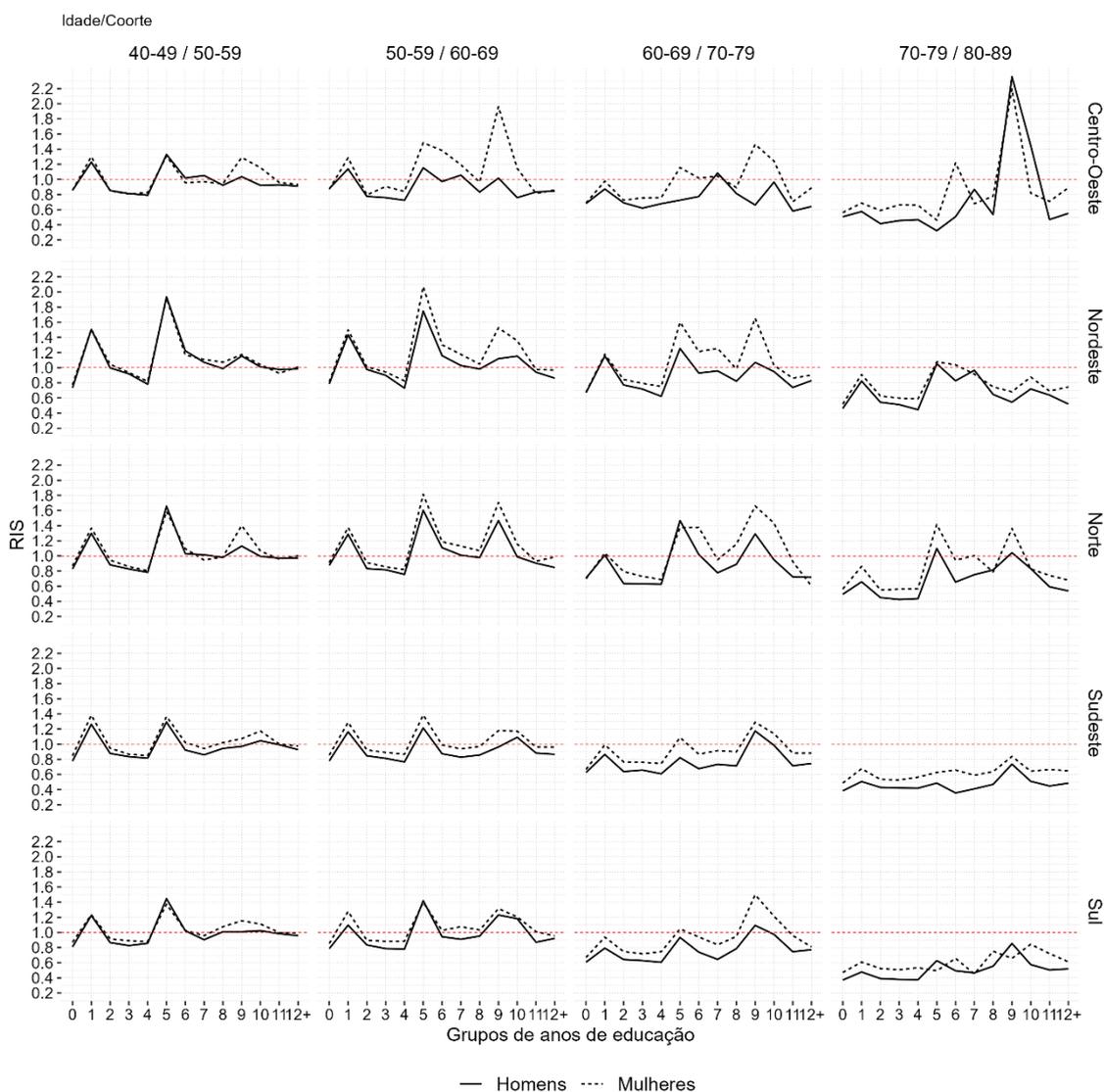
FIGURA 5: Razão intercensitária de sobrevivência por idade e anos de educação desagregados: Brasil, homens e mulheres, 1990 e 2000



Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020).

As mesmas razões intercensitárias foram calculadas para cada uma das cinco regiões brasileiras, apresentadas na FIGURA 6. O padrão encontrado para o Sudeste e Sul é o mais similar ao nacional. As regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte apresentaram padrões ainda mais destoantes do esperado, com maiores amplitudes nos picos de 1, 5 e 9 anos de educação e, por vezes, uma sobrevivência menor para níveis mais altos de educação.

FIGURA 6: Razão intercensitária de sobrevivência por idade e anos de educação desagregados: Regiões, homens e mulheres, 1990 e 2000



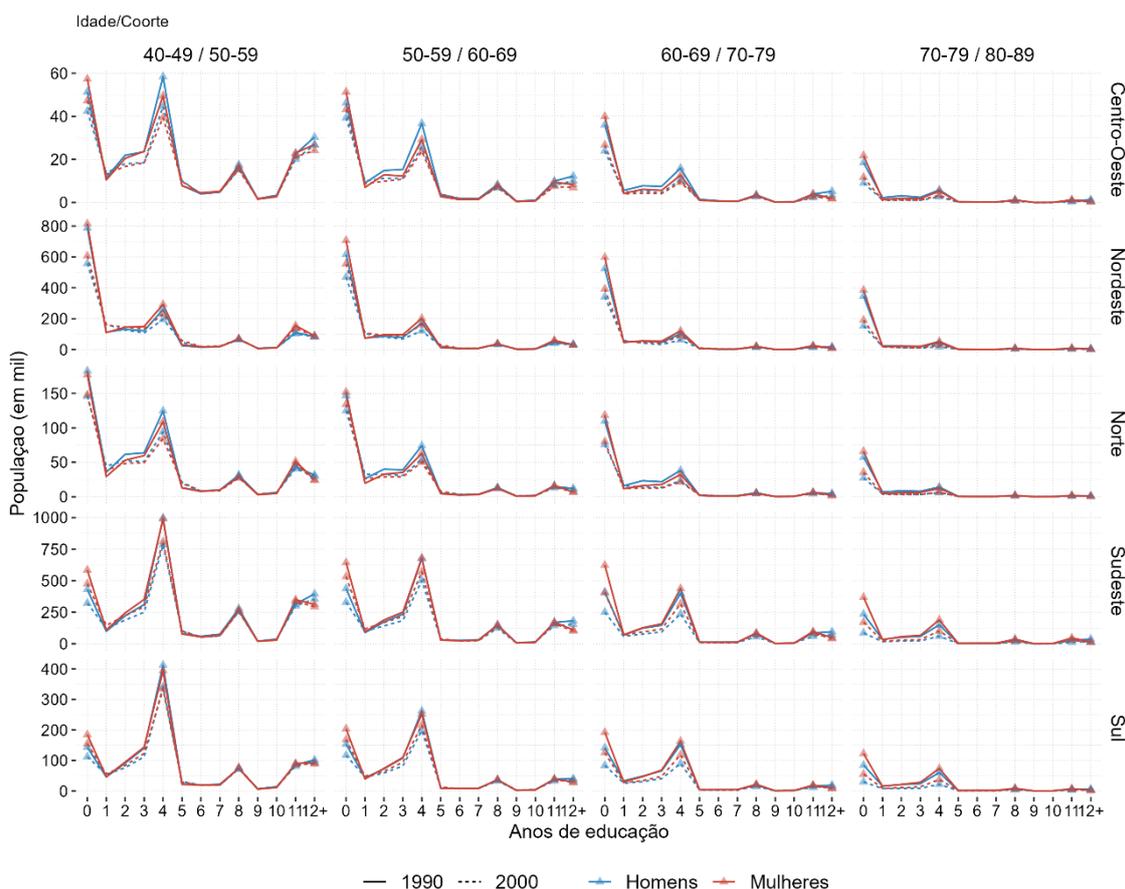
Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020).

Embora os picos das RIS em 1, 5 e 9 anos de educação sejam persistentes em todas as coortes e regiões, nota-se que esses níveis educacionais não representam nenhum marco importante de certificação no sistema educacional brasileiro. A FIGURA 7 mostra que os níveis preferenciais de declaração da população são aqueles que correspondem a certificações, como 4, 8, 11 e 12+, os quais correspondem ao antigo ensino primário, ensino fundamental completo, ensino médio completo e ensino superior.

Ao avaliar os totais brutos, percebe-se que os níveis 1, 5 e 9 são residuais. Dessa forma, pequenas variações nos totais desses grupos têm grandes efeitos nas RIS. A

recorrência dos picos em todas as regiões e a maior amplitude em regiões com possível menor qualidade de dados podem indicar um erro sistemático em relação à equivalência em anos de estudo dos quesitos do censo de 2000.

FIGURA 7: Distribuição da população por anos de educação e coorte– Brasil, homens e mulheres, 1990 e 2000



Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020).

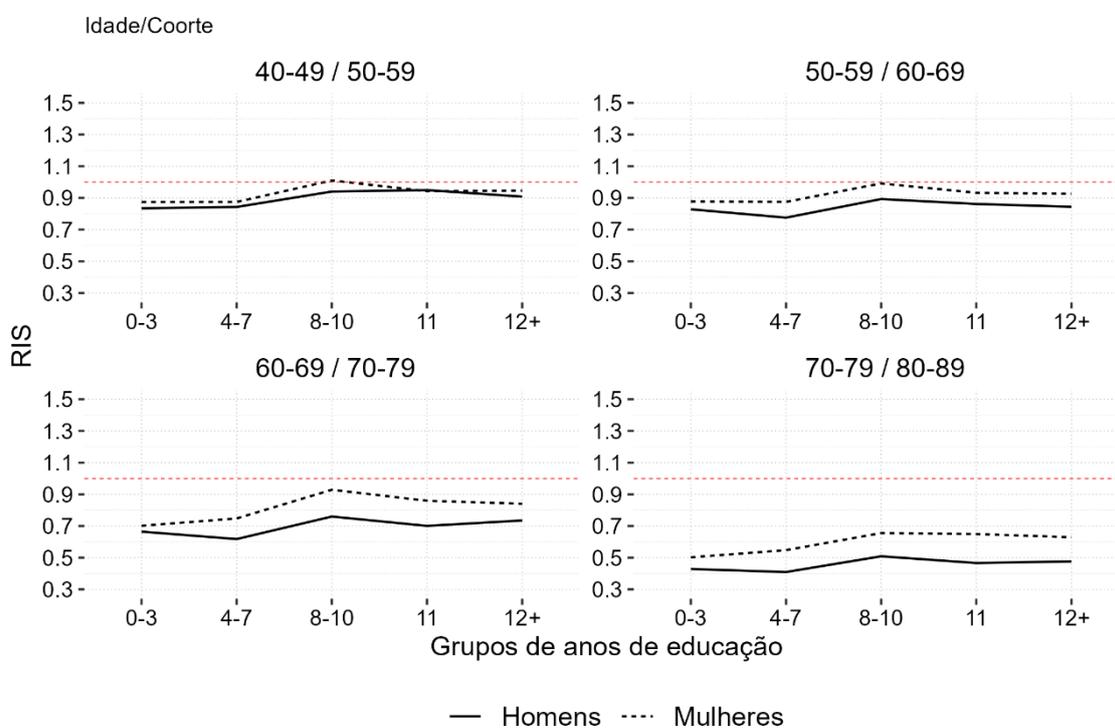
Para suavizar esses possíveis erros de declaração, foram agregados os anos de educação de acordo com o

QUADRO 1, agregando até o grau anterior aos níveis que marcam uma importante certificação no Brasil. As razões intercensitárias de sobrevivência foram recalculadas e são apresentadas na FIGURA 8 e na FIGURA 9.

A FIGURA 8 apresenta as razões intercensitárias de sobrevivência por idade, sexo e anos de educação agregados. Em geral, há uma melhora no padrão das RIS em todas as coortes e para ambos os sexos. Todas as RIS ficaram abaixo de 1, exceto para as duas primeiras coortes de mulheres que tinham 8-10 anos de educação.

Adicionalmente, nota-se um padrão esperado em relação à idade, em que a RIS diminui com o aumento da idade. No entanto, mesmo após a agregação de anos de educação, não é possível observar crescimento monotônico dessas razões com a educação em cada coorte. Especificamente, o grupo de 4-7 anos de educação consistentemente apresenta uma sobrevivência menor em comparação ao grupo sem instrução. O grupo de 8-10 anos de educação, que corresponde ao ensino fundamental completo, também demonstra consistentemente a maior sobrevivência entre todos os níveis de instrução.

FIGURA 8: Razão intercensitária de sobrevivência por idade e grupo de anos de educação: Brasil, homens e mulheres, 1990 e 2000

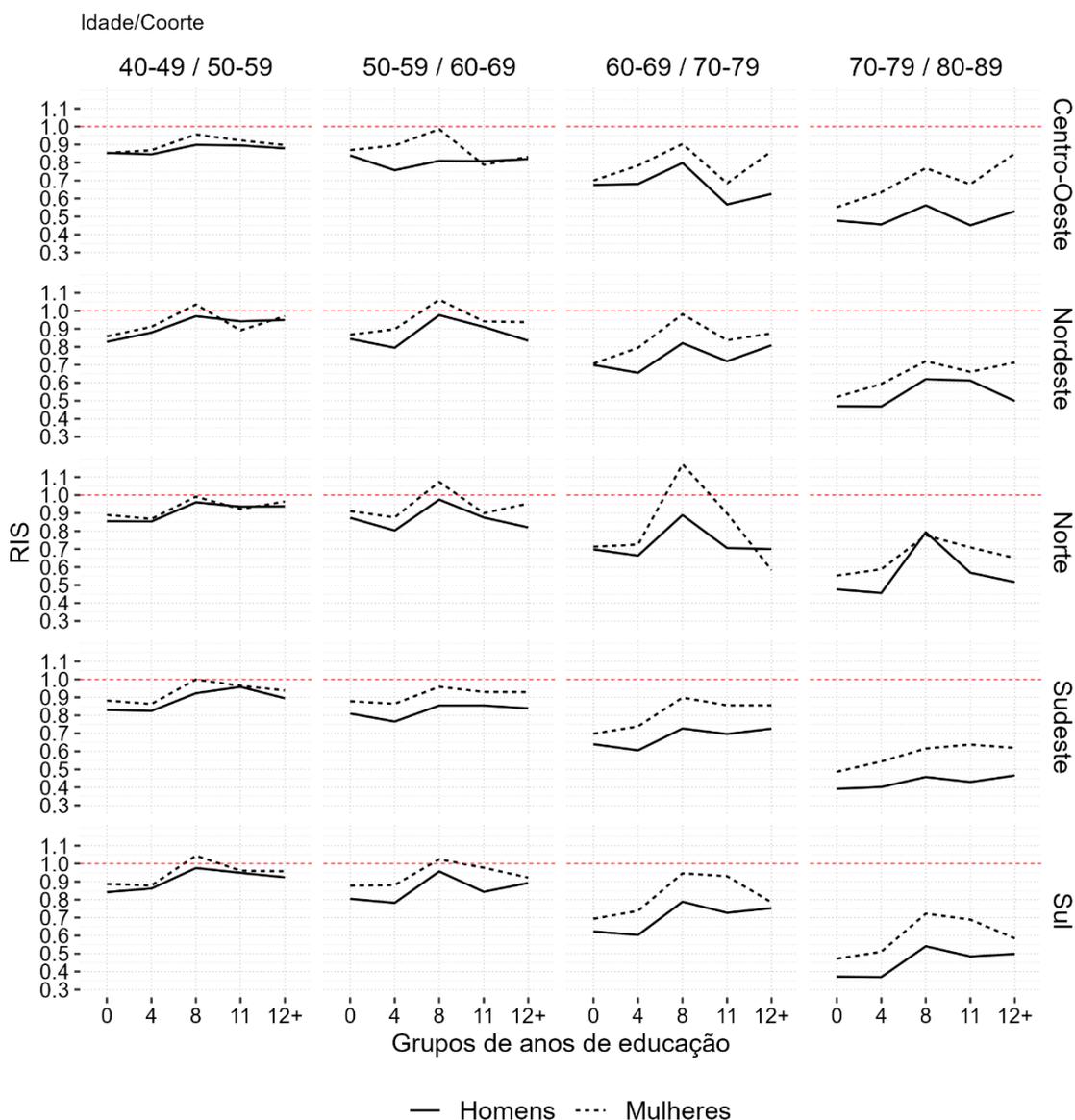


Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020).

Em relação às regiões, o Sudeste foi a única região com o padrão de erros mais suaves, seguido do Sul. Centro-Oeste, Nordeste e Norte apresentaram padrões ainda mais distantes do esperado na literatura. O pico de sobrevivência nos 8-10 anos de educação foi ainda mais acentuado para essas regiões, como uma pior situação geral para as mulheres. Verificou-se ainda um padrão decrescente de sobrevivência após esses picos, principalmente após a segunda coorte mais jovem. Deve-se notar ainda que para as coortes mais velhas, há problemas de pequenos números à medida que o nível educacional aumenta, isso é especialmente crítico para educação de 12 ou

mais anos de educação nessas regiões. A TABELA A5 mostra a distribuição populacional das pessoas com 12+ de estudo por coorte, sexo e região.

FIGURA 9: Razão intercensitária de sobrevivência por idade e grupo de anos de educação: Regiões, homens e mulheres, 1990 e 2000



Fonte:

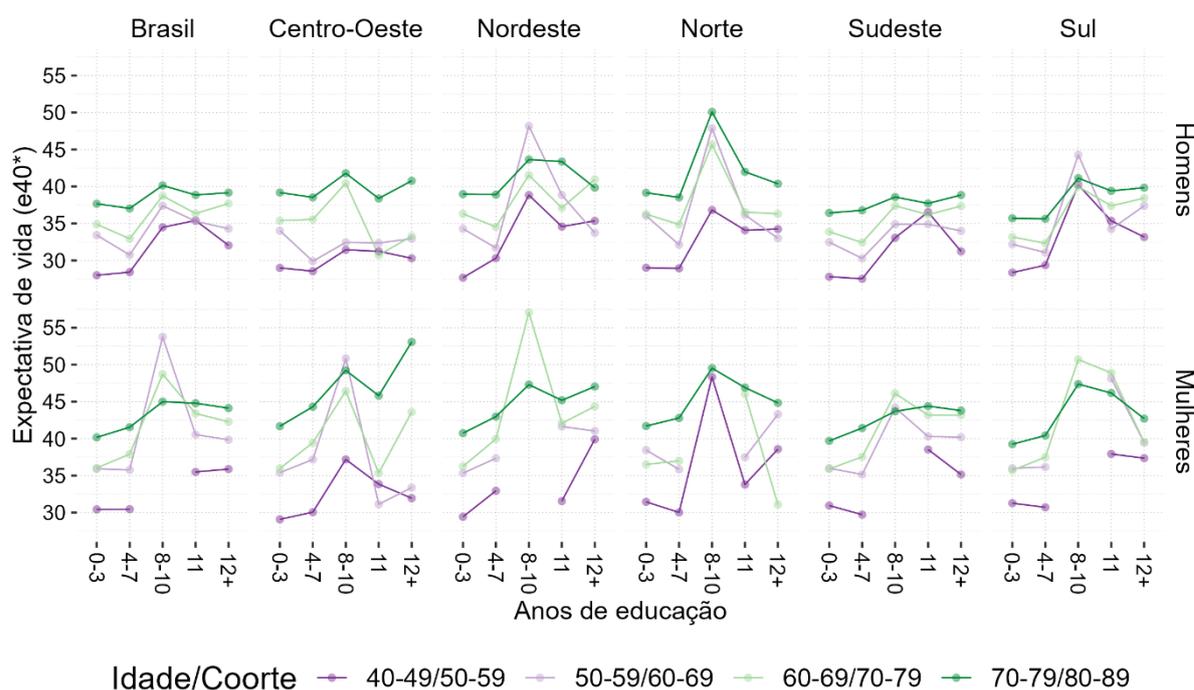
Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020)

As razões intercensitárias de sobrevivência abaixo de 1 foram convertidas em expectativas de vida aos 40 anos a partir da tabua de vida modelo "West" de Coale-Demeny. O uso das tábuas modelo permite verificar também a adequação das estimativas aos padrões esperados. A FIGURA 10 apresenta esses resultados.

Grande parte das RIS para as mulheres foi maior do que um, impossibilitando o cálculo da expectativa de vida. Para todas as regiões e o Brasil na totalidade, há resultados implausíveis. Primeiro, não é possível observar o gradiente educacional da expectativa de vida. O padrão encontrado nas RIS se reproduz mantendo a expectativa de vida dos indivíduos com 8-10 anos de educação mais alta para todas as coortes, exceto para a coorte 50/60 do Centro-Oeste. Segundo, não se verifica uma ordem decrescente nos níveis de expectativa de vida entre coortes mais novas para mais velhas, e sim o inverso. Ou seja, coortes mais velhas apresentaram consistentemente expectativas de vida mais altas para um mesmo nível educacional. Por fim, não é possível observar nenhum padrão na inclinação das curvas entre as coortes. Ou seja, esperava-se que a inclinação da curva de cada coorte ao longo dos níveis educacionais reduzissem com a idade, indicando uma redução das desigualdades com o aumento da idade.

Comparando os resultados do nível nacional com o estudo de Nepomuceno e Turra (2020), observa-se que os pesquisadores identificaram RIS inferiores a 1 para todas as coortes no Brasil. No entanto, os autores utilizaram uma agregação ligeiramente diferente para anos de educação em comparação com o método adotado neste estudo. Isso sugere que a falta de hierarquia nas RIS para anos de educação desagregados torna os resultados sensíveis ao tipo de agregação escolhido.

FIGURA 10: Expectativa de vida aos 40 anos implícita por RIS – Brasil e Regiões, homens e mulheres, 1990-2000



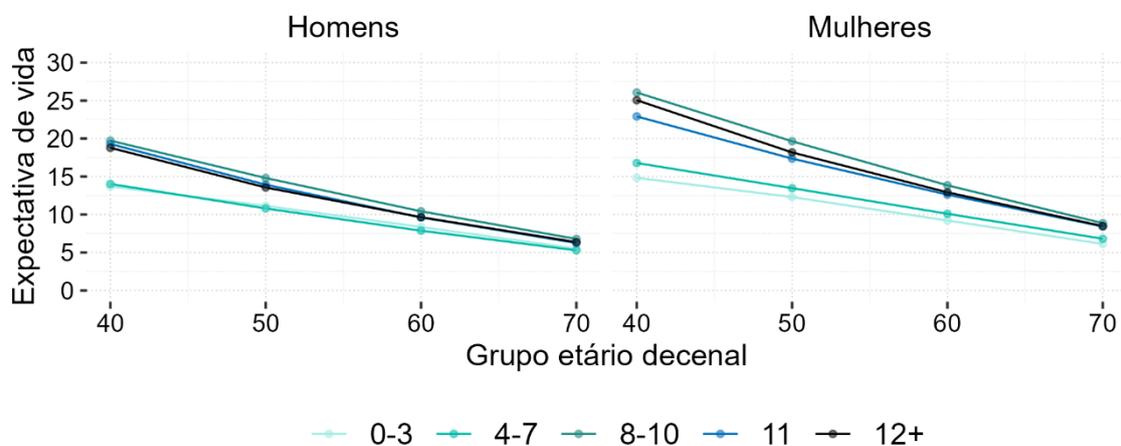
Nota:* Expectativa de vida aos 40 anos implícita por RIS e tabela de vida modelo “West” de Coale-Demeny.

Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020) e (United Nations, 2011).

O uso de uma tabela de vida modelo inadequada pode ter alguma interferência nos padrões vistos, como a estimativa de expectativas de vida aos 40 mais altas para coortes mais velhas. Adicionalmente, as correções nos períodos entre os censos também podem ter introduzido erros. Nesse contexto, como alternativa, calculamos as expectativas de vida para cada faixa etária utilizando o método não paramétrico da variável-r. O método também dispensa a correção do intervalo intercensitário e pode reduzir erros recorrentes de declaração de idade. Adicionalmente, o método permite a avaliação dos resultados mesmo em casos de aumento nas coortes entre os períodos (RIS maior que 1). Os resultados para o Brasil e suas regiões são apresentados na FIGURA 11 e FIGURA 12.

Nacionalmente, observa-se coerência no padrão esperado por sexo nas expectativas de vida. Mulheres apresentam expectativas superiores às dos homens em todos os grupos e coortes. Há também uma convergência das expectativas de vida ao longo das idades para ambos os sexos. O gradiente é mais evidente em dois amplos grupos de educação: 0-7 anos e mais de 8 anos, correspondendo ao antigo ensino primário completo e ensino fundamental completo ou mais. Conforme indicado pelos resultados anteriores, o grupo de 8-10 anos (fundamental completo) destaca-se com a maior expectativa de vida, especialmente para as mulheres.

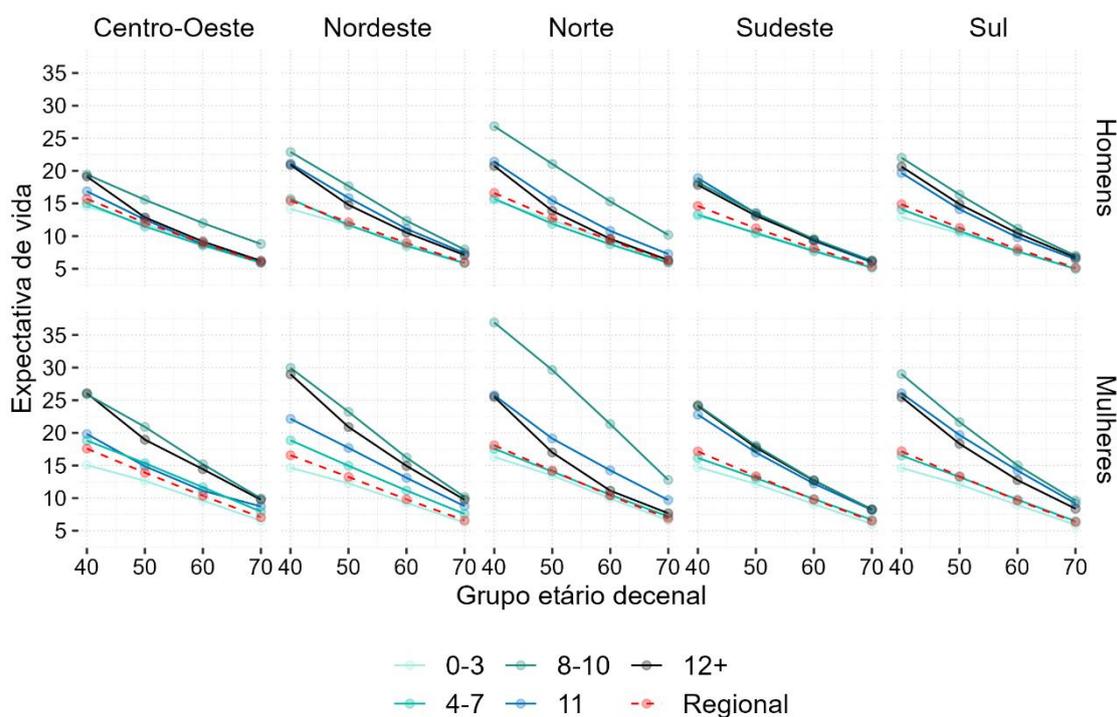
FIGURA 11 : Expectativa de vida estimada por variável-r por grupo de anos de educação – Brasil 1991-2000, homens e mulheres



Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020).

As regiões Sudeste e Sul aproximam-se do padrão nacional. As regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte apresentam padrões mais dispersos, sendo o grupo com 8-10 anos de educação a maior expectativa de vida seguido do grupo com 11 anos. O Norte apresenta a situação mais crítica, em que a expectativa de vida masculina da região (sem discriminar por grupo educacional) é mais alta entre todas as regiões. Isso pode indicar um alto saldo migratório positivo para essa região ou um erro nas taxas específicas de crescimento dessa região.

FIGURA 12: Expectativa de vida estimada por variável-r por grupo de anos de educação – Regiões 1991-2000, homens e mulheres



Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020).

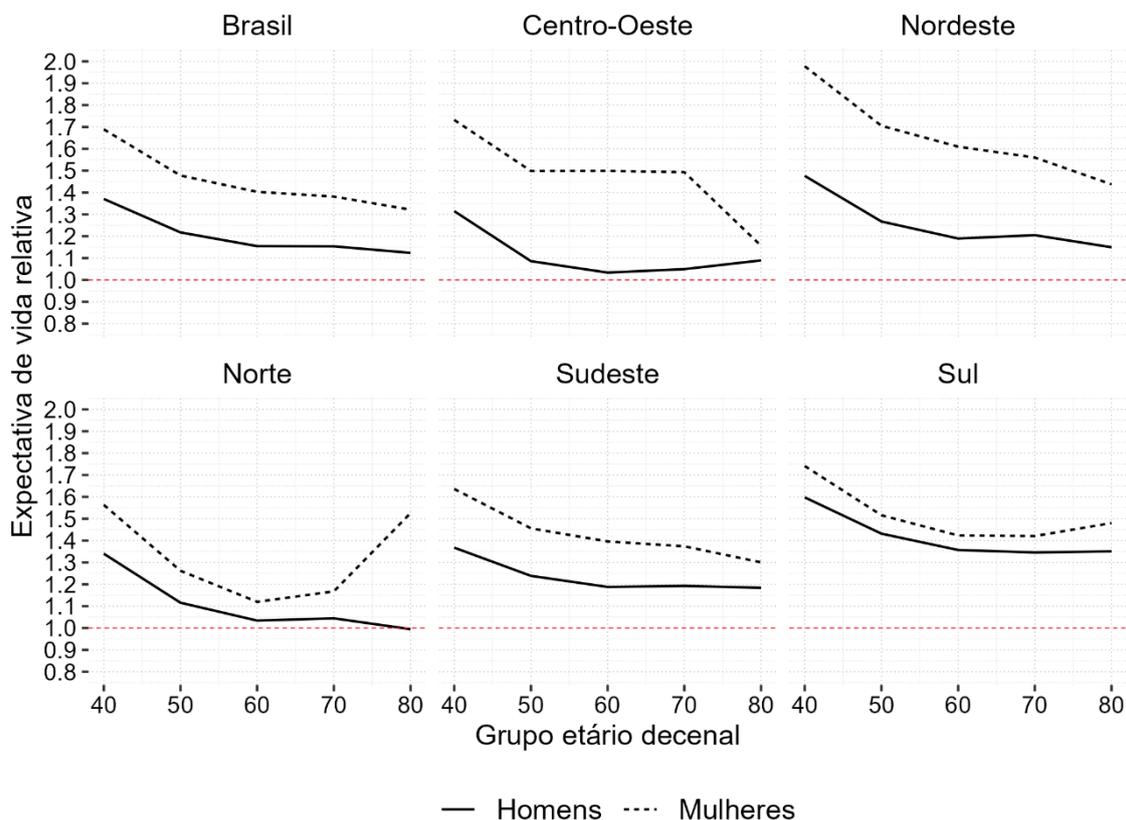
Um indicador relevante é a relação entre os mais e menos escolarizados. Espera-se que a vantagem de sobrevivência dos mais escolarizados em relação aos menos escolarizados reduza com a idade devido à seletividade da mortalidade (House, Kessler e Herzog, 1990; Preston e Taubman, 1994). A FIGURA 13 apresenta os resultados para o Brasil e suas regiões.

A nível nacional, nota-se uma redução na vantagem de sobrevivência relativa do mais aos menos escolarizados para ambos os sexos, com uma leve convergência entre sexos. Em termos regionais, apenas as regiões Nordeste e Sudeste apresentam padrões mais semelhantes ao cenário nacional. Na região Centro-Oeste, observa-se estabilidade nessa vantagem para mulheres, seguida por uma queda abrupta após os 70 anos. Para os homens, ocorre uma rápida diminuição na expectativa de vida relativa, seguida por um aumento dessa vantagem em idades mais avançadas.

O Norte exhibe o padrão mais irregular, com uma queda rápida na vantagem de sobrevivência tanto para homens quanto para mulheres, e padrões distintos em idades mais avançadas. No caso das mulheres do Norte, observa-se um aumento

significativo e rápido dessa vantagem após os 60 anos, enquanto nos homens ocorre a inversão da vantagem de sobrevivência no último grupo etário.

FIGURA 13: Expectativa de vida relativa do grupo mais escolarizado (12+) ao grupo menos escolarizado (0-3) – Brasil e Regiões 1991-2000, homens e mulheres



Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020).

4.3. Efeito da migração nos padrões regionais

Dois fatores podem influenciar significativamente os cálculos das expectativas de vida realizados por ambos métodos nesse estudo: mudanças na declaração do nível educacional das coortes entre os censos e a migração regional dessa população, impactando a composição educacional dos locais de saída ou de entrada. As regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte mostraram os padrões de consistência mais baixos na educação entre os censos. Contudo, parte desse efeito pode ser atribuída à migração.

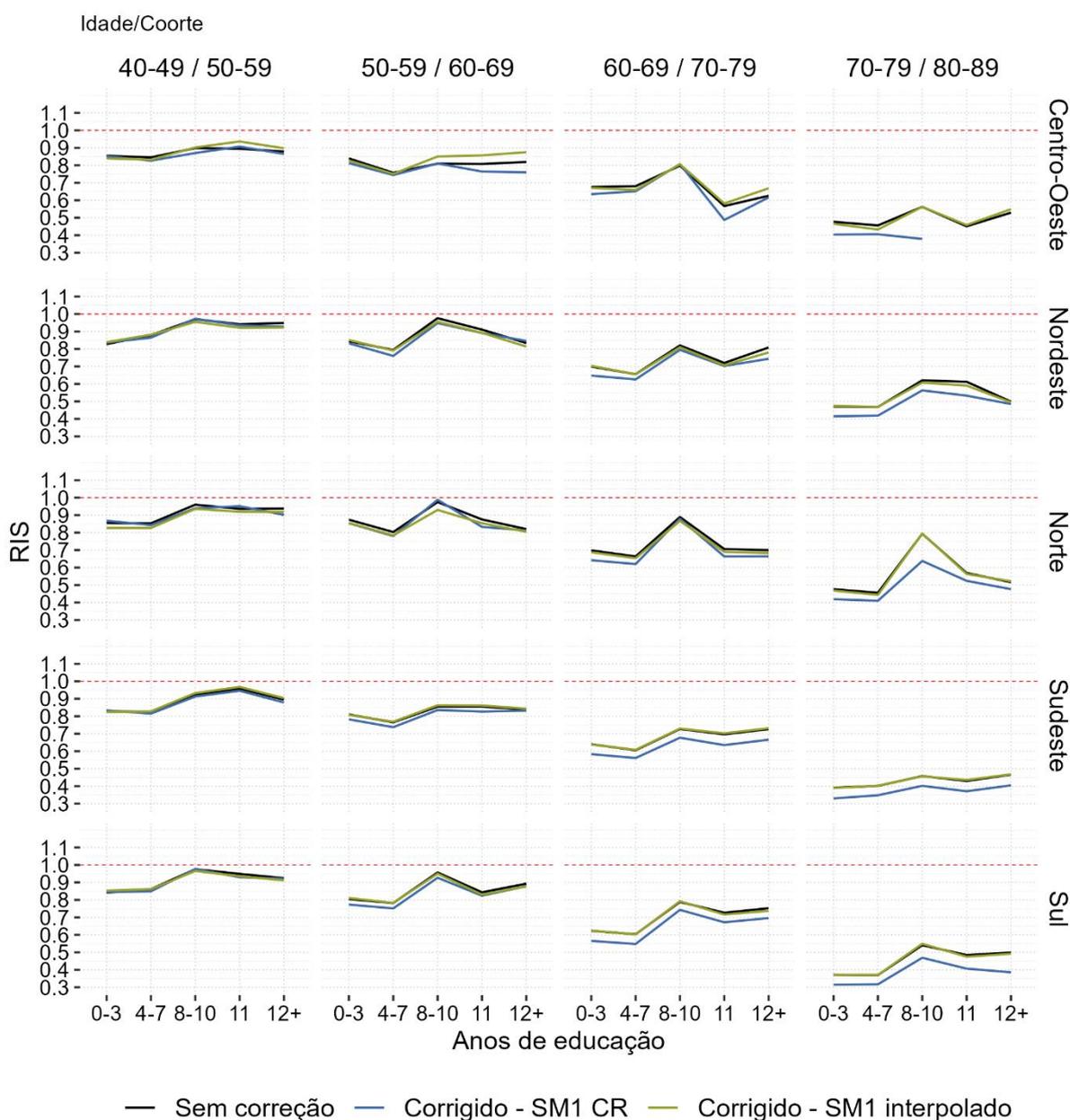
Os saldos migratórios decenais, calculados utilizando o primeiro quinquênio interpolado entre 1986 e 1995, apresentaram um comportamento mais estável do que

os saldos migratórios que utilizam a RIS. Foi também mais perceptível a tendência de queda dos SM com a idade nesse primeiro método. No entanto, devido à tendência de menor fluxo migratório em 1995, comparativamente a 1986, o volume dos SM decenais com o SM_1 interpolado foi menor.

As regiões Norte, Nordeste e Sudeste apresentaram maiores volumes de saldos migratórios, como esperado. Adicionalmente, percebe-se uma tendência geral de saída de indivíduos menos educados do Nordeste e Sul, e uma entrada no Norte e Sudeste. O Centro-Oeste foi a região que registrou, em geral, entrada de todos os níveis educacionais. Para os níveis mais altos de educação, o Sudeste teve saída líquida, enquanto o Nordeste, Norte e Sul tiveram entrada líquida dessa população. Os saldos são apresentados no APÊNDICE B.

A FIGURA 14 mostra as RIS para homens após a incorporação dos saldos migratórios decenais. Todos os resultados mostram que não houve ajuste nos padrões. A utilização da interpolação linear para estimar o primeiro quinquênio resultou em um ajuste mais perceptível na estrutura, especialmente para as duas primeiras coortes mais jovens. Por outro lado, os SM decenais utilizando o SM1 CR teve um ajuste mais perceptível em nível.

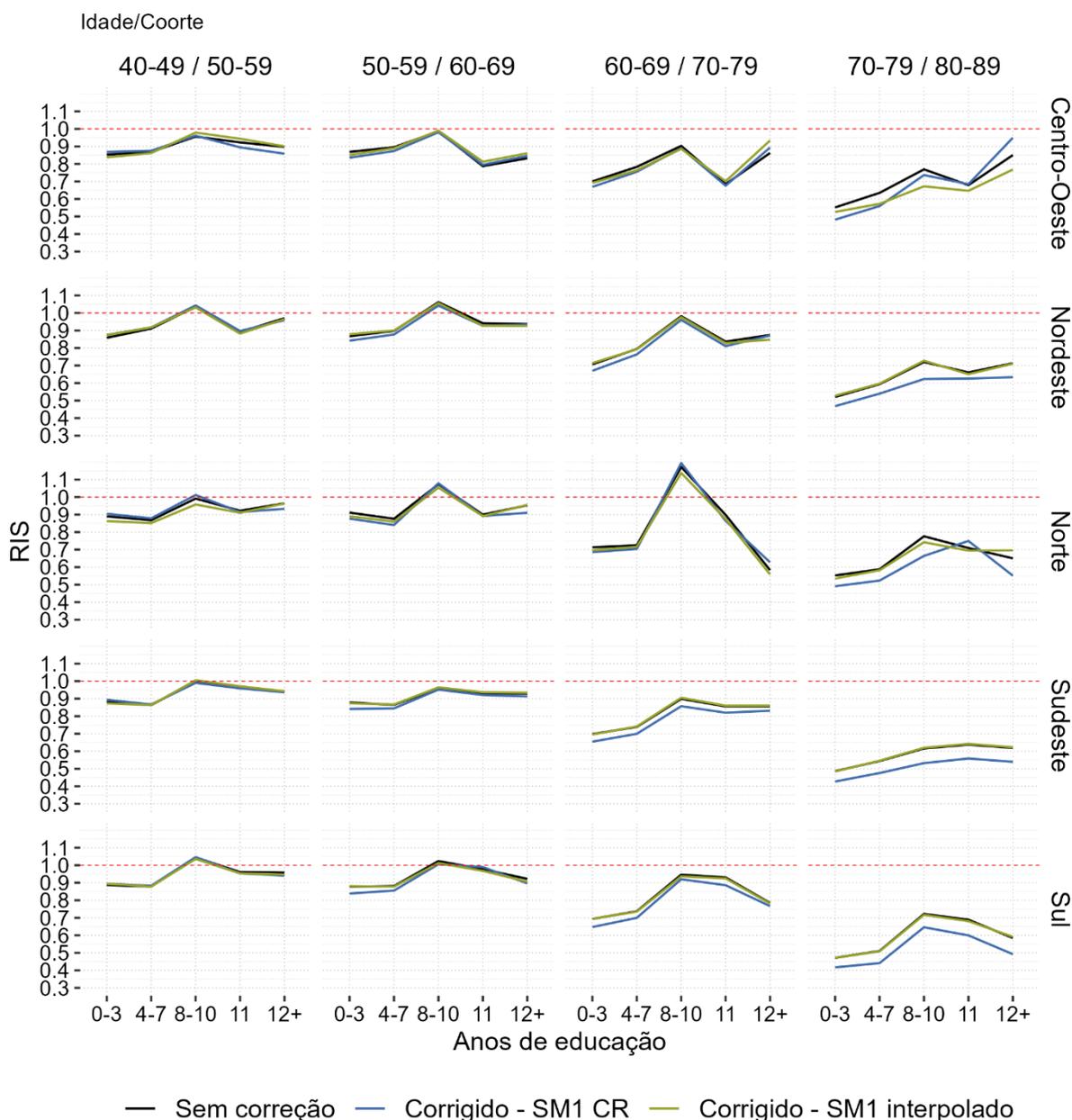
FIGURA 14: Razão intercensitária de sobrevivência corrigida por migração, por idade e anos de educação agregados: Regiões, homens, 1990 e 2000



Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020).

A FIGURA 15 apresenta os resultados para as mulheres. O mesmo padrão foi encontrado entre ajuste em nível e estrutura. No entanto, percebe-se uma leve piora na última coorte do Norte pelo método SM1 RC, resultante de uma correção alta sobre pequenos números de população com alta escolaridade no Norte.

FIGURA 15: Razão intercensitária de sobrevivência corrigida por migração, por idade e anos de educação agregados: Regiões, mulheres, 1990 e 2000

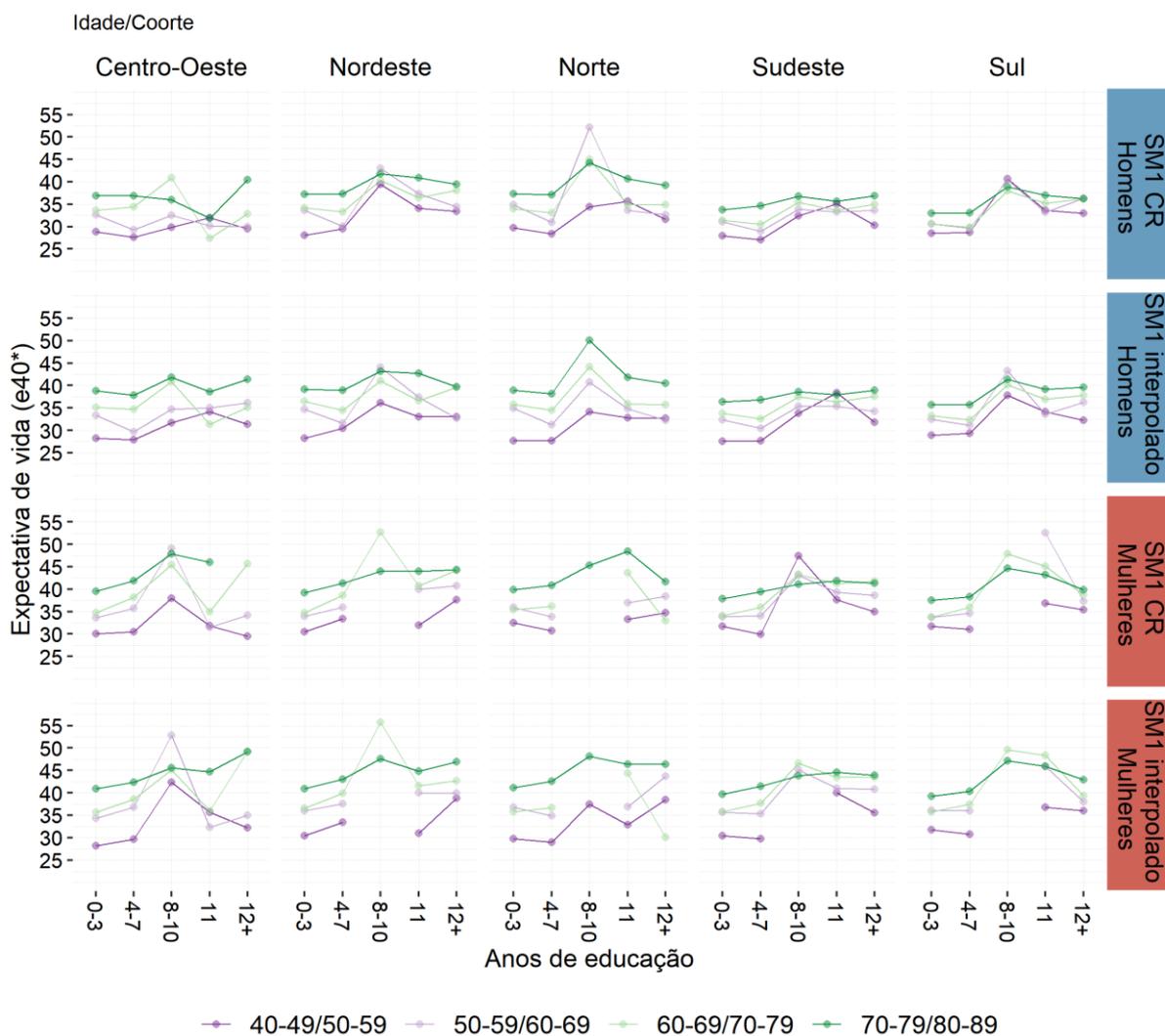


Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020).

Apesar de observar alguns ajustes marginais em algumas regiões, não são evidentes grandes diferenças nos padrões das expectativas de vida estimadas após as correções da migração. A principal diferença pode ser vista ao se calcular as expectativas de vida implícitas pelas RIS para o sexo feminino (FIGURA 16). Em geral, principalmente ao utilizar o SM1 interpolado, foi possível obter estimativas de expectativa de vida devido à redução do número de RIS acima de 1. No entanto,

percebe-se que essas expectativas de vida continuam infladas para o grupo de 8-10 anos de educação.

FIGURA 16: Expectativa de vida aos 40 anos implícita por RIS com correção para migração regional –Regiões, homens e mulheres, 1990-2000



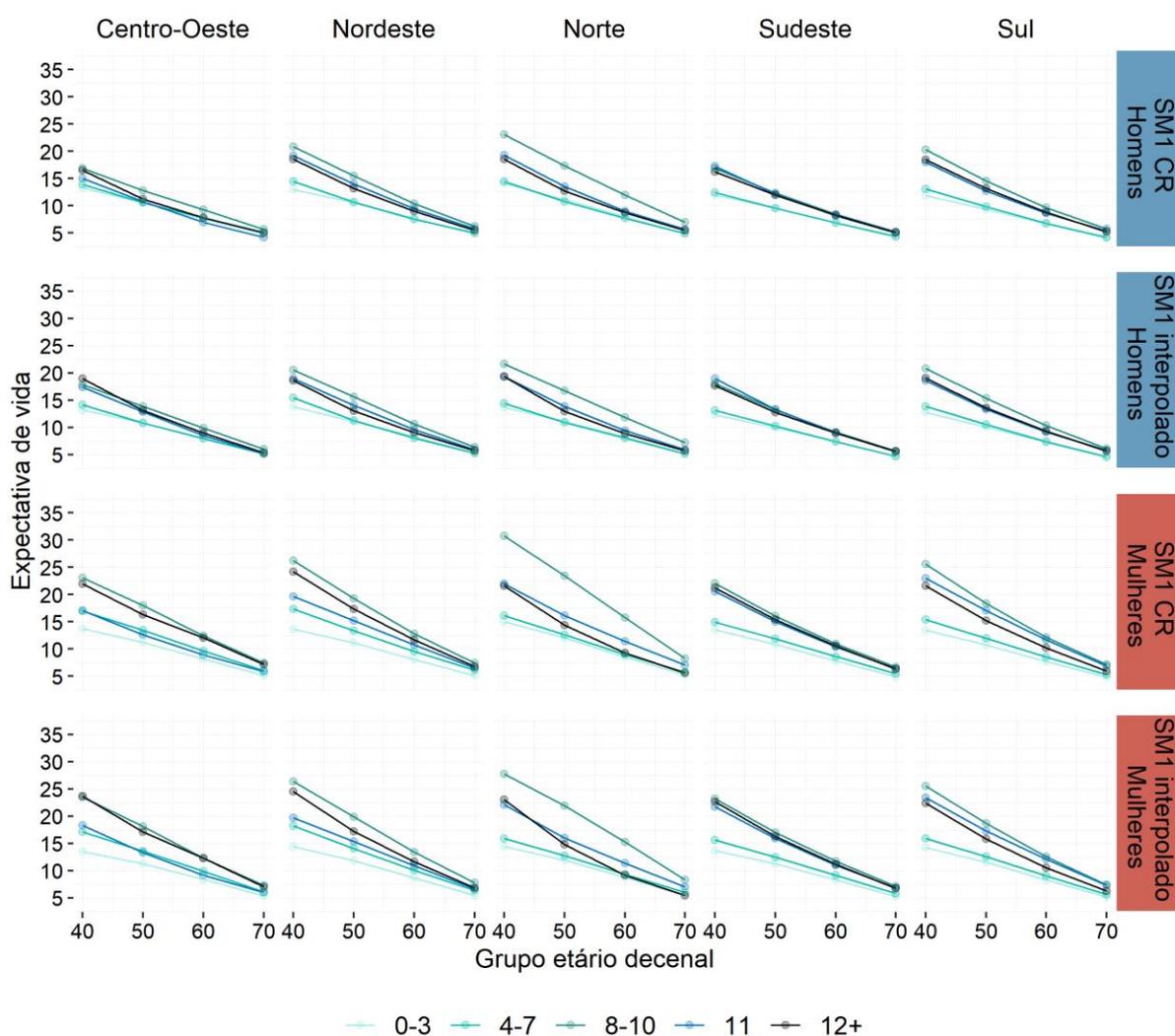
Nota:* Expectativa de vida aos 40 anos implícita por RIS e tabela de vida modelo “West” de Coale-Demeny.

Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020) e (United Nations, 2011).

Em geral, as estimativas de expectativa de vida por variável-r também não revelaram alterações fundamentais nos padrões regionais encontrados anteriormente. No Centro-Oeste pôde se observar uma ligeira melhora na separação dos de ao menos dois grupos de escolaridade (alta e baixa). Para as mulheres no Centro-Oeste, essa correção foi observada apenas ao utilizar os SM decenais estimados com o método de interpolação do SM_1 . As regiões Nordeste e Norte não apresentaram modificações

expressivas, observando-se apenas redução no nível das expectativas de vida ao empregar a migração com o método interpolado.

FIGURA 17: Expectativa de vida estimada por variável-r por grupo de anos de educação com correção para migração regional – Regiões 1991-2000, homens e mulheres



Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020).

5 DISCUSSÃO E CONCLUSÃO

A população objeto de análise no presente estudo compreendeu indivíduos com 40 anos ou mais na data do primeiro censo. Esta população foi submetida a pelo menos duas reformas normativas no sistema educacional: uma antecedendo o primeiro censo, ocorrido em 1971, e outra subsequente ao referido censo, em 1996. Entre os

censos de 1991 e 2000, o quesito sobre escolaridade evoluiu de perguntar o "grau" frequentado ou último concluído para o "curso" frequentado ou o nível mais elevado alcançado (Rigotti, 2004). Adicionalmente, foram incorporadas de forma consecutiva opções nos censos, visando abranger todas as nomenclaturas utilizadas no sistema de ensino brasileiro, o que tornou a pergunta mais abrangente e complexa.

Nesse sentido, embora o quesito do censo tenha sido planejado para mapear as transformações e manter a equivalência, é possível ter influenciado confusões nas declarações ao longo dos diferentes censos. Nesse contexto, é possível suscitar ao menos duas fontes potenciais de erros na declaração dos níveis educacionais. A primeira decorre da interpretação que o indivíduo tem acerca do seu nível educacional correspondente, considerando as alterações recentes no sistema. A segunda está relacionada à modificação da própria redação do quesito do censo.

Ao analisar a distribuição educacional nas diferentes regiões entre os dois censos, é possível identificar indícios de inconsistência nas declarações da educação ao longo desses períodos. Para as regiões, há um notável avanço educacional no Nordeste, Norte e Centro-Oeste. Esse avanço é principalmente devido à redução no número de indivíduos com pouca ou nenhuma educação formal (0-3) e a expressiva expansão nos grupos de 8-10 e 11, referentes ao ensino fundamental e médio completo, respectivamente.

Embora esses aumentos tenham ocorrido de maneira mais expressiva na coorte mais jovem (40-49/50-59), esse padrão é observado em todas as coortes. Adicionalmente, as mulheres apresentam aumentos mais significativos do que os homens. Embora seja possível que tenha ocorrido um efetivo ganho educacional entre os censos, apenas 3,2% dos adultos em 1991 ainda declaravam estar frequentando o sistema de ensino, sendo essa população predominantemente composta por adultos de 40 a 49 anos. As taxas específicas de crescimento nesse período também indicaram um aumento mais significativo nas escolaridades intermediárias e superior, com flutuações bruscas ao longo das faixas etárias.

A análise das coortes entre os dois censos, por meio das RIS e anos de educação desagregados, corrobora a inconsistência da declaração da educação entre os censos. As RIS regionais mostraram-se superiores a um para vários anos de educação, ocorrendo em todas as coortes e regiões, mais acentuadamente no Centro-Oeste, Nordeste e Norte do país. Isso indica que a coorte 10 anos mais velha

aumentou em relação ao primeiro censo, contrariando o efeito esperado da mortalidade.

Adicionalmente, foram identificados picos recorrentes em todas as regiões em 1, 5 e 9 anos de educação. No entanto, é relevante destacar que nenhum desses níveis corresponde a níveis de conclusão educacionais significativos no sistema brasileiro. Observa-se, sim, uma preferência por declarações nos níveis que indicam a conclusão de etapas que conferem credenciais relevantes, tais como 4, 8, 11 e 12+, que correspondem ao antigo ensino primário, ensino fundamental completo, ensino médio completo e superior. Uma hipótese possível é que esses picos possam ser gerados por algum problema relacionado ao quesito do censo ou ao pós-processamento.

Para reduzir os efeitos decorrentes de erros de declaração, foram agregados os anos de educação até o limite do primeiro nível que corresponde a alguma certificação no sistema educacional brasileiro. A agregação adotada neste estudo foi diferente da utilizada por Nepomuceno e Turra (2020), isolando o grupo de pessoas com pelo menos o ensino fundamental completo (8-10). Diferentemente de Nepomuceno e Turra (2020), essa agregação resultou em algumas RIS ainda superiores para esse grupo de educação intermediária, enquanto o referido estudo encontrou todas as RIS menores do que um ao dividir esse grupo em 4-8 e 9-11 anos de educação. Isso ressalta a sensibilidade dos resultados em relação ao método de agregação escolhido e indica a necessidade de examinar mais detalhadamente o grupo correspondente ao ensino fundamental completo.

Nas regiões analisadas, após a agregação de dados, foi possível identificar um padrão nas RIS semelhante ao nacional nas regiões do Sudeste e do Sul. Contudo, as RIS femininas permanecem superiores a um em ambas as regiões nas coortes mais jovens com 8-10 anos de educação. Além disso, nas regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte, persistem padrões que não estão alinhados com a literatura existente, incluindo, ocasionalmente, relações negativas entre sobrevivência e níveis educacionais e maiores sobrevivências para homens em situações pontuais.

As RIS foram avaliadas ao serem convertidas em expectativa de vida implícita pela tabela de vida modelo "West" de Coale-Demeny. O nível educacional de 8-10 demonstrou consistentemente a maior expectativa de vida, com poucas exceções. As RIS geram padrões nos quais a expectativa de vida é maior para coortes mais velhas. Uma primeira hipótese é que o padrão de mortalidade por sexo e educação nas

regiões diferem consideravelmente do padrão da tabela de vida modelo "West". No entanto, os mesmos resultados foram encontrados utilizando diferentes famílias das tabelas de vida modelo de Coale-Demeny.

Outra hipótese para esse resultado é que há um papel importante da má qualidade da declaração educacional nas coortes mais antigas (NEPOMUCENO). Para evitar essa fonte adicional de possível erro advinda da escolha da tabela de vida modelo, as expectativas de vida também foram estimadas por meio do método não paramétrico da variável-r. Esse método também é capaz de suavizar erros recorrentes de declaração de idade entre os censos. Além disso, a correção do período de dez anos entre os censos, que também pode induzir erros, será dispensável.

As expectativas de vida estimadas com o método da variável-r demonstram um comportamento ainda muito distante do que é esperado de acordo com a literatura. Apenas quando se consideram dois amplos grupos educacionais – 0 a 7 anos e mais de 8 anos, correspondendo, respectivamente, ao antigo ensino primário completo e ao ensino fundamental completo ou superior – é possível observar algum gradiente nas regiões Sul e Sudeste. Novamente, as regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte exibem padrões mais dispersos, anulando o gradiente identificado nos dois grandes grupos educacionais.

É possível formular pelo menos três hipóteses para compreender a baixa qualidade dos dados educacionais observada nessas três regiões. A primeira sugere que, em áreas caracterizadas por significativas disparidades socioeconômicas, as pessoas podem sentir um maior incentivo para relatar níveis educacionais mais elevados, devido à pressão social associada.

A educação reflete frequentemente o status socioeconômico das pessoas, mas como ela se acumula e se relaciona com esse status depende do contexto social em que ocorre. Isso significa que a conexão entre educação e status socioeconômico é mais clara dentro de uma coorte, mas não é diretamente transponível quando se observa o período. Nesse sentido, a expansão educacional beneficia mais os jovens que estão adquirindo educação no sistema atual. Isso resulta em uma nova organização social, na qual os jovens têm um nível mais elevado de educação, embora ainda não possuam um status socioeconômico correspondente ao observado nas coortes anteriores. Isso pode romper a conexão entre nível educacional e status social. Assim,

indivíduos mais velhos podem tender a superestimar seu nível educacional a fim de reajustar seu nível socioeconômico ao novo padrão educacional.

O Brasil é notoriamente um país com baixa escolaridade, onde possuir pelo menos o ensino fundamental completo (8+ anos de educação) garantia uma posição entre os 15% mais escolarizados no país em 1991. Nesse contexto, o aumento da inconsistência na declaração da educação com a idade nos censos brasileiros pode sustentar a hipótese de que os indivíduos com níveis educacionais mais baixos, mas com uma posição social mais alta, tenham buscado ajustar sua posição social à educação declarada ou, pelo menos, a equiparar sua educação com a expansão.

A segunda hipótese aponta que regiões com menor nível geral de instrução podem enfrentar desafios na precisa declaração de seus níveis educacionais, especialmente após as reformas implementadas no sistema educacional brasileiro, sugerindo uma correlação negativa entre educação e a ocorrência de erros de declaração (Budd e Guinnane, 1991).

A última hipótese é que o pior padrão de inconsistências da educação entre os censos nessas regiões pode ser devido ao impacto da migração nessas áreas.

As regiões com os piores padrões de declaração da educação foram o Centro-Oeste Norte e Nordeste. Nessas regiões, observam-se os índices mais baixos de educação, além de disparidades significativas tanto dentro delas quanto em comparação com outras regiões do país (Medeiros e Oliveira, 2014; Reis e Barros, 1990). Além disso, foi nessas regiões que o impacto da expansão educacional foi mais notável, resultando em um aumento significativo na média de anos de estudo ao longo do período analisado.

Em relação à migração regional, buscou-se incorporar os saldos migratórios entre regiões por sexo, idade e escolaridade usando duas abordagens. Ambos os métodos estimam os saldos decenais a partir dos saldos quinquenais. O primeiro quinquênio é estimado utilizando as RIS e RS ou um saldo interpolado entre 1986 e 1995. O segundo quinquênio é calculado por data fixa. Assim, ambos os métodos dependem de algum nível das RIS calculadas desses grupos, que apontam conter erros. O método da interpolação utiliza as RIS apenas para estimar a sobrevivência do primeiro quinquênio e estimar os sobreviventes do saldo do primeiro quinquênio para o segundo no cálculo decenal. No entanto, ainda é possível que a interpolação dos

saldos quinquenais traga importantes limitações no caso de haver uma inversão da tendência observada ou mudanças mais bruscas.

A despeito das limitações metodológicas para as estimativas dos SM, os resultados indicam que mesmo que houvesse uma correção na estrutura educacional, o SM ainda precisaria ser substancialmente maior do que os valores atualmente observados para que houvesse correção expressiva nos padrões de expectativa de vida das regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte.

Os resultados deste estudo ampliam as descobertas de Nepomuceno e Turra (2020) e reforçam a importância de uma compreensão mais aprofundada da estrutura educacional brasileira. Além disso, introduzem um novo elemento para entender possíveis imprecisões nas declarações e os potenciais efeitos ao utilizar essas informações em nível regional. Os dados indicam que os padrões educacionais dos estados com piores índices parecem estar superestimados em comparação com a média nacional, o que pode distorcer as verdadeiras disparidades educacionais entre as regiões. Como resultado, nosso entendimento das diferenças educacionais na mortalidade regional também pode estar subestimado, especialmente porque as três regiões com as maiores desigualdades internas em termos socioeconômicos são as que apresentam os piores padrões de declaração educacional.

Também há indícios de que o método baseado em taxas de crescimento específicas seja mais eficaz na correção de possíveis erros em idades mais avançadas, embora ainda existam resultados pouco plausíveis. Portanto, é importante compreender melhor a relação entre erro na declaração da idade e nível educacional. Além disso, a migração regional por grupo educacional representa um desafio. No entanto, compreender a própria migração interna a nível educacional pode contribuir para uma melhor compreensão da estrutura educacional brasileira.

Ressalta-se também que o gradiente educacional da mortalidade são sensíveis ao tipo de agregação da educação no censo. Embora a agregação proporcione uma maior coerência nos padrões, a falta de monotonicidade nos níveis de sobrevivência entre cada ano de educação pode levar a resultados bastante distintos.

Por último, este estudo também pode facilitar comparações futuras com o censo de 2022. No censo anterior, o critério utilizado para determinar os anos de educação

concluídos foi o último ano aprovado em qualquer curso. No entanto, houve modificações significativas em relação aos questionários utilizados em 2010 e 2000.

Em relação ao critério para identificar os cursos, as principais mudanças foram na inclusão de cursos do ciclo inicial, como creche e pré-escola, e do ciclo final, como especialização superior. Os cursos básicos permaneceram com a mesma nomenclatura, mas foram acrescentadas descrições adicionais.

As mudanças mais significativas ocorreram no critério que investiga o histórico educacional, especificamente em relação ao curso e à última etapa concluída com êxito. No questionário de 2000, todas as áreas de estudo eram tratadas da mesma forma, questionando apenas a última etapa concluída com êxito. Porém, no questionário de 2022, houve uma diferenciação de perguntas com base no tipo de curso. Agora, o critério pode perguntar tanto sobre o último ano quanto sobre a última série, dependendo do tipo de curso. Uma alteração específica foi feita para o ensino regular fundamental: se a pessoa frequentou esse nível, será questionada sobre a duração do curso e, posteriormente, sobre o último ano ou série concluída com êxito.

Novamente, as mudanças na nomenclatura das durações do último curso, juntamente com uma alteração no fluxo das perguntas, podem dificultar que as pessoas respondam corretamente os níveis dentro dos cursos. No entanto, a manutenção da nomenclatura e do fluxo de perguntas dos cursos pode ajudar a garantir que, caso ocorram erros devido ao novo critério, esses erros se concentrem nos níveis dos cursos, mantendo uma hierarquia do curso mais alto alcançado com aprovação.

REFERÊNCIAS

- ALBUQUERQUE, F. R. P. DE C.; SENNA, J. R. X. **Tábuas de mortalidade por sexo e grupos de idade: Grandes Regiões e Unidades da Federação de 1980, 1991 e 2000.** Rio de Janeiro: [s.n.]. Disponível em: <<https://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=282876>>.
- BACKLUND, E.; SORLIE, P. D.; JOHNSON, N. J. The shape of the relationship between income and mortality in the United States. Evidence from the National Longitudinal Mortality Study. **Annals of Epidemiology**, v. 6, n. 1, p. 12–20; discussion 21–22, jan. 1996.
- BARROS, R. P. DE; SAWYER, D. **Unequal opportunity to survive, education and regional disparities in Brazil.** Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 1993. Disponível em: <<https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/4803>>. Acesso em: 28 fev. 2023.
- BECKER, G. S. A Theory of the Allocation of Time. **The Economic Journal**, v. 75, n. 299, p. 493–517, 1965.
- BECKETT, M. Converging Health Inequalities in Later Life-An Artifact of Mortality Selection? **Journal of Health and Social Behavior**, v. 41, n. 1, p. 106–119, 2000.
- BEHRMAN, J. R. Review of Women's Education, Autonomy, and Reproductive Behaviour: Experience from Developing Countries. **Population and Development Review**, v. 22, n. 4, p. 789–791, 1996.
- BLACK, D.; SANDERS, S.; TAYLOR, L. Measurement of Higher Education in the Census and Current Population Survey. **Journal of the American Statistical Association**, v. 98, n. 463, p. 545–554, 2003.
- BONGAARTS, J. A Framework for Analyzing the Proximate Determinants of Fertility. **Population and Development Review**, v. 4, n. 1, p. 105–132, 1978.
- _____. Completing the fertility transition in the developing world: The role of educational differences and fertility preferences. **Population Studies**, v. 57, n. 3, p. 321–335, 1 nov. 2003.
- BRASIL. Lei nº 4.024, de 20 de dezembro de 1961. Presidência da República. Brasília, DF. 20 dez. 1961.
- _____. Lei no 5.692, de 11 de agosto de 1971. Presidência da República. . 11 ago. 1971.
- BUDD, J. W.; GUINNANE, T. Intentional Age-Misreporting, Age-Heaping, and the 1908 Old Age Pensions Act in Ireland. **Population Studies**, v. 45, n. 3, p. 497–518, 1991.
- CARVALHO, J. A. M. DE; MACHADO, C. C. Quesitos sobre migrações no Censo Demográfico de 1991. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 9, n. 1, p. 22–34, 3 ago. 1992.
- CARVALHO, J. A. M. DE; RIGOTTI, J. I. R. Os dados censitários brasileiros sobre migrações internas: algumas sugestões para análise. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 15, n. 2, p. 7–17, 31 dez. 1998.

CASE, A.; PAXSON, C. Sex differences in morbidity and mortality. **Demography**, v. 42, n. 2, p. 189–214, maio 2005.

COLLINS, R. **The Credential society: an historical sociology of education and stratification**. New York: Academic Press, 1979.

CUTLER, D.; DEATON, A.; LLERAS-MUNEY, A. The determinants of mortality. **Journal of economic perspectives**, v. 20, n. 3, p. 97–120, 2006.

CUTLER, D.; LLERAS-MUNEY, A. **Education and Health: Evaluating Theories and Evidence**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, jul. 2006. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w12352.pdf>>. Acesso em: 22 jan. 2023.

CUTLER, D. M.; LLERAS-MUNEY, A.; VOGL, T. **Socioeconomic Status and Health: Dimensions and Mechanisms**: Working Paper 14333. Cambridge, MA: NBER, 10 set. 2008. Disponível em: <<https://www.nber.org/papers/w14333>>. Acesso em: 25 out. 2020.

DHS. **Inequalities in health: report of a working group chaired by Sir Douglas Black**. London: Department of Health and Social Security, 1980.

DUARTE, E. C. *et al.* Expectativa de vida ao nascer e mortalidade no Brasil em 1999: análise exploratória dos diferenciais regionais. **Revista Panamericana de Salud Pública**, v. 12, n. 6, p. 436–444, 2002.

FERNANDES, R.; MENEZES-FILHO, N. A. Educação, salários e a alocação de trabalhadores entre tarefas: teoria e evidências para o Brasil. <http://ppe.ipea.gov.br>, dez. 2012.

FOLGER, J. K.; NAM, C. B. Educational Trends from Census Data. **Demography**, v. 1, n. 1, p. 247–257, 1964.

GLEI, D. A.; HORIUCHI, S. The Narrowing Sex Differential in Life Expectancy in High-Income Populations: Effects of Differences in the Age Pattern of Mortality. **Population Studies**, v. 61, n. 2, p. 141–159, 2007.

GROSSMAN, M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. **Journal of Political Economy**, v. 80, n. 2, p. 223–255, 1972.

GUSTAVUS, S. O.; NAM, C. B. Estimates of the “True” Educational Distribution of the Adult Population of the United States from 1910 to 1960. **Demography**, v. 5, n. 1, p. 410–421, 1968.

HAAS, H. DE. Migration and Development: A Theoretical Perspective. **The International Migration Review**, v. 44, n. 1, p. 227–264, 2010.

HOUSE, J. S.; KESSLER, R. C.; HERZOG, A. R. Age, Socioeconomic Status, and Health. **The Milbank Quarterly**, v. 68, n. 3, p. 383–411, 1990.

HOUT, M. Social and Economic Returns to College Education in the United States. **Annual Review of Sociology**, v. 38, n. 1, p. 379–400, 2012.

HUNTER, L. M.; LUNA, J. K.; NORTON, R. M. Environmental Dimensions of Migration. **Annual Review of Sociology**, v. 41, n. 1, p. 377–397, 2015.

IPUMS. **Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 7.3** Minneapolis, MN: IPUMS, , 2020. Disponível em: <<https://international.ipums.org>>. Acesso em: 6 fev. 2023

JOHNSON, T. P. Mental health, social relations, and social selection: a longitudinal analysis. **Journal of Health and Social Behavior**, v. 32, n. 4, p. 408–423, dez. 1991.

KANE, T.; ROUSE, C. E.; STAIGER, D. **Estimating Returns to Schooling When Schooling is Misreported**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, jul. 1999. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w7235.pdf>>. Acesso em: 27 nov. 2023.

KITAGAWA, E. M.; HAUSER, P. M. **Differential Mortality in the United States: A Study in Socioeconomic Epidemiology**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1973.

LAUDERDALE, D. S. Education and survival: birth cohort, period, and age effects. **Demography**, v. 38, n. 4, p. 551–561, nov. 2001.

MACKENBACH, J. P. The persistence of health inequalities in modern welfare states: The explanation of a paradox. **Social Science & Medicine**, Part Special Issue: Challenges to changing health behaviours in developing countries. v. 75, n. 4, p. 761–769, 1 ago. 2012.

_____. Variations in the relation between education and cause-specific mortality in 19 European populations: A test of the “fundamental causes” theory of social inequalities in health. **Social Science & Medicine**, Special Issue: Educational Attainment and Adult Health: Contextualizing Causality. v. 127, p. 51–62, 1 fev. 2015.

_____. The arithmetic of reducing relative and absolute inequalities in health: a theoretical analysis illustrated with European mortality data. **Journal of Epidemiology and Community Health**, v. 70, n. 7, p. 730–736, jul. 2016.

MANACORDA, M.; SANCHEZ-PARAMO, C.; SCHADY, N. Changes in Returns to Education in Latin America: The Role of Demand and Supply of Skills. **ILR Review**, v. 63, n. 2, p. 307–326, jan. 2010.

MARKIDES, K. S.; MACHALEK, R. Selective survival, aging and society. **Archives of Gerontology and Geriatrics**, v. 3, n. 3, p. 207–222, 1 out. 1984.

MCMILLEN, M. M. Differential Mortality by Sex in Fetal and Neonatal Deaths. **Science**, v. 204, n. 4388, p. 89–91, 6 abr. 1979.

MCPHERSON, M.; SMITH-LOVIN, L.; COOK, J. M. Birds of a Feather: Homophily in Social Networks. **Annual Review of Sociology**, v. 27, n. 1, p. 415–444, 2001.

MEARA, E.; RICHARDS, S.; CUTLER, D. The Gap Gets Bigger: Changes in Mortality and Life expectancy by Education, 1981–2000. **Health affairs (Project Hope)**, v. 27, n. 2, p. 350–360, 2008.

MEDEIROS, M.; OLIVEIRA, L. F. B. D. Desigualdades regionais em educação: potencial de convergência. **Sociedade e Estado**, v. 29, n. 2, p. 561–585, ago. 2014.

MENEZES-FILHO, N. A. A evolução da educação no Brasil e seu impacto no mercado de trabalho. **Instituto Futuro Brasil**, v. 43, 2001.

MIECH, R. *et al.* The Enduring Association between Education and Mortality: The Role of Widening and Narrowing Disparities. **American sociological review**, v. 76, n. 6, p. 913–934, dez. 2011.

MIROWSKY, J.; HU, P. N. Physical Impairment and the Diminishing Effects of Income. **Social Forces**, v. 74, n. 3, p. 1073–1096, 1996.

MIROWSKY, J.; ROSS, C. Education, learned effectiveness and health. **London Review of Education**, v. 3, p. 205–220, 1 out. 2005.

MIROWSKY, J.; ROSS, C. E. Economic Hardship across the Life Course. **American Sociological Review**, v. 64, n. 4, p. 548–569, 1999.

_____. Education, cumulative advantage, and health. **Ageing International**, v. 30, n. 1, p. 27–62, 2005b.

MONTEZ, J. K.; HUMMER, R. A.; HAYWARD, M. D. Educational Attainment and Adult Mortality in the United States: A Systematic Analysis of Functional Form. **Demography**, v. 49, n. 1, p. 315–336, 1 fev. 2012.

NCHS. **Nacional Center for Health Statistics. Vital Statistics - Special Reports.** Washington DC: [s.n.].

NEPOMUCENO, M. R.; TURRA, C. M. Assessing the quality of education reporting in Brazilian censuses. **Demographic Research**, v. 42, p. 441–460, 2020.

PAMUK, E. R. Social Class Inequality in Mortality From 1921 to 1972 in England and Wales. **Population Studies**, v. 39, n. 1, p. 17–31, 1 mar. 1985.

PECORA, A. R.; MENEZES-FILHO, N. O papel da oferta e da demanda por qualificação na evolução do diferencial de salários por nível educacional no Brasil. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 44, n. 2, p. 205–240, jun. 2014.

PEREZ, E. R.; TURRA, C. M. **Measuring educational differences in mortality among women with defective data: the case of Brazil.** *Em: XXVI IUSSP INTERNATIONAL POPULATION CONFERENCE.* Marraquesh, Marrocos: 2009Disponível em: <http://www.abep.org.br/~abeporgb/publicacoes/index.php/anais/article/viewFile/1750/1710>>. Acesso em: 4 jul. 2022

PRESTON, S. H.; BENNETT, N. G. A Census-based Method for Estimating Adult Mortality. **Population Studies**, v. 37, n. 1, p. 91–104, 1983.

PRESTON, S. H.; ELO, I. T. Are Educational Differentials in Adult Mortality Increasing in the United States? **Journal of Aging and Health**, v. 7, n. 4, p. 476–496, 1996.

PRESTON, S. H.; TAUBMAN, P. Socioeconomic Differences in Adult Mortality and Health Status. *Em: Demography of Aging.* 1. ed. Washington, DC: National Academies Press (US), 1994. p. 279–318.

REIS, J. G. A.; BARROS, R. DE. Desigualdade salarial e distribuição de educação: a evolução das diferenças regionais no Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 20, n. 3, p. 415–478, 1990.

RIBEIRO, M. M.; TURRA, C. M.; PINTO, C. C. DE X. Mortalidade adulta por nível de escolaridade em São Paulo: análise comparativa a partir de diferentes estratégias metodológicas. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 38, p. 1–28, 11 jun. 2021.

RIGOTTI, J. I. R. Variáveis de educação dos censos demográficos brasileiros de 1960 a 2000. *Em: RIOS-NETO, E.L.G., RIANI, J.L.R. (org.). Introdução à Demografia da Educação.* Campinas, SP: ABEP, 2004. p. 129–142.

RIOS-NETO, E. L. G. *et al.* **Análise da evolução de indicadores educacionais no Brasil: 1981 a 2008.** Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2010. Disponível em: <https://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/td/TD%20386.pdf>>.

ROSS, C. E.; MASTERS, R. K.; HUMMER, R. A. Education and the Gender Gaps in Health and Mortality. **Demography**, v. 49, n. 4, p. 1157–1183, 1 nov. 2012.

ROSS, C. E.; WU, C.-L. Education, Age, and the Cumulative Advantage in Health. **Journal of Health and Social Behavior**, v. 37, n. 1, p. 104–120, 1996.

SCHOENBACH, V. J. *et al.* Social ties and mortality in Evans County, Georgia. **American Journal of Epidemiology**, v. 123, n. 4, p. 577–591, abr. 1986.

SCHWARTZ, C. R. Pathways to educational homogamy in marital and cohabiting unions. **Demography**, v. 47, n. 3, p. 735–753, 1 ago. 2010.

SILVA, L. E. DA. **Diferenciais de mortalidade adulta por nível de escolaridade no Brasil e regiões**. [s.l.] Universidade Federal do Rio Grande do Norte, 31 jul. 2014.

SILVA, L. E. DA; FREIRE, F. H. M. DE A.; PEREIRA, R. H. M. Diferenciais de mortalidade por escolaridade da população adulta brasileira, em 2010. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 32, 10 maio 2016.

SIMÕES, C. C. **Estimativas da mortalidade infantil por micro-regiões e municípios**. Brasília: Secretaria de Políticas da Saúde, Secretaria Executiva, Ministério da Saúde., 1999. Disponível em: <<https://pesquisa.bvsalud.org/portal/resource/pt/biblio-934191>>. Acesso em: 2 mar. 2023.

SIMÕES, C. C. DA S. **Perfis de saúde e de mortalidade no Brasil: uma análise de seus condicionantes em grupos populacionais específicos**. 1a. ed ed. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, Organização Mundial da Saúde, 2002.

TACLA CHAMY, O. **La omisión censal en América Latina, 1950-2000**. Santiago de Chile: Naciones Unidas, CEPAL : Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)--División de Población : Proyecto Banco Interamericano de Desarrollo (BID-CELADE/CEPAL), 2006.

TUBERGEN, F. VAN; VOLKER, B. Inequality in Access to Social Capital in the Netherlands. **Sociology**, v. 49, n. 3, p. 521–538, 1 jun. 2015.

TURRA, C. M.; RIBEIRO, M. M.; PINTO, C. C. X. **Padrões de mortalidade por escolaridade no Brasil: evidências a partir do Sistema de Informação sobre MortalidadeXXI Encontro Nacional de Estudos Populacionais. Anais... Em: ABEP. Poços de Caldas, Minas Gerais: 2019** Disponível em: <<http://www.abep.org.br/~abeporgb/publicacoes/index.php/anais/article/view/3001>>

UNITED NATIONS. **Manual X: Indirect techniques for demographic estimation: Population Studies**. New York, NY: [s.n.].

_____. **Notes for the Extended Model Life Tables (version 1.3)**. [s.l: s.n.]. Disponível em: <https://www.un.org/development/desa/pd/sites/www.un.org.development.desa.pdf/files/unpd_2011_mlt_notes.pdf>.

VERBRUGGE, L. M. Sex differentials in health. **Public Health Reports (Washington, D.C.: 1974)**, v. 97, n. 5, p. 417–437, 1982.

VERBRUGGE, L. M.; WINGARD, D. L. Sex Differentials in Health and Mortality. **Women & Health**, v. 12, n. 2, p. 103–145, 4 nov. 1987.

WILLIAMS, D. R. Socioeconomic Differentials in Health: A Review and Redirection. **Social Psychology Quarterly**, v. 53, n. 2, p. 81–99, 1990.

WINGARD, D. L. The sex differential in morbidity, mortality, and lifestyle. **Annual Review of Public Health**, v. 5, p. 433–458, 1984.

WINKLEBY, M. A. *et al.* Socioeconomic status and health: how education, income, and occupation contribute to risk factors for cardiovascular disease. **American Journal of Public Health**, v. 82, n. 6, p. 816–820, jun. 1992.

APÊNDICE A - Tabelas

TABELA A1: Distribuição da educação na população de 40 anos ou mais – Brasil e Regiões, homens e mulheres, 1990 e 2000

Região	Ano	Anos de educação												
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12+
Homens														
Brasil	1990	30,7	4,9	7,7	9,2	24,4	1,5	1,1	1,3	5,3	0,4	0,7	6,1	6,7
Brasil	2000	19,9	6,1	7,0	8,2	21,9	3,6	1,9	2,4	7,7	0,9	1,4	9,8	9,1
Centro-Oeste	1990	28,5	5,2	8,7	8,9	21,3	2,4	1,2	1,3	5,5	0,5	0,9	6,7	8,9
Centro-Oeste	2000	19,2	5,8	7,3	7,8	18,5	4,8	2,2	2,8	7,4	0,9	1,5	10,3	11,6
Nordeste	1990	54,2	6,1	6,8	6,2	13,3	1,0	0,6	0,7	2,9	0,3	0,4	4,1	3,3
Nordeste	2000	37,6	10,1	8,0	6,9	12,6	3,2	1,3	1,6	4,5	0,7	1,0	7,6	4,9
Norte	1990	37,9	6,4	10,0	9,9	18,8	1,5	0,9	1,1	3,9	0,3	0,6	4,9	3,6
Norte	2000	26,6	7,8	8,9	9,0	16,8	4,2	1,9	2,4	6,2	1,0	1,3	8,8	5,2
Sudeste	1990	20,3	3,9	7,5	9,7	28,9	1,7	1,4	1,7	7,0	0,4	0,8	7,7	9,2
Sudeste	2000	12,3	4,2	6,1	8,2	25,2	3,7	2,2	2,8	9,5	0,9	1,6	11,5	11,9
Sul	1990	19,8	5,2	8,6	12,4	32,6	1,3	1,3	1,4	5,0	0,4	0,7	5,4	6,1
Sul	2000	11,6	4,9	6,8	9,9	30,1	3,5	2,3	2,5	8,1	0,9	1,6	9,0	8,9
Mulheres														
Brasil	1990	35,4	4,4	7,4	9,3	23,3	1,4	1,0	1,1	5,0	0,3	0,5	6,6	4,5
Brasil	2000	22,3	5,6	7,0	8,5	21,5	3,5	1,8	2,2	7,2	0,8	1,2	10,5	7,8
Centro-Oeste	1990	34,1	4,5	8,0	8,4	18,8	2,3	1,3	1,4	5,6	0,4	0,7	7,3	7,2
Centro-Oeste	2000	21,2	5,3	6,8	7,7	17,0	4,6	2,4	2,7	7,3	1,1	1,5	11,1	11,2
Nordeste	1990	54,0	5,2	6,6	6,7	14,0	1,1	0,6	0,7	2,8	0,2	0,3	5,1	2,7
Nordeste	2000	36,3	8,5	7,8	7,4	13,5	3,5	1,4	1,6	4,4	0,7	0,8	9,2	4,9
Norte	1990	42,5	5,2	8,6	9,5	17,3	1,5	0,9	1,1	3,7	0,3	0,5	6,0	2,7
Norte	2000	28,1	6,7	8,2	8,7	15,7	4,2	2,0	2,3	6,1	1,0	1,3	10,9	4,8
Sudeste	1990	27,3	3,7	7,3	9,8	27,2	1,5	1,1	1,3	6,4	0,4	0,6	7,8	5,7
Sudeste	2000	16,4	4,2	6,4	8,6	24,5	3,5	2,0	2,4	8,7	0,9	1,3	11,6	9,6
Sul	1990	25,3	4,6	8,2	12,1	30,6	1,2	1,1	1,2	4,9	0,3	0,6	5,3	4,5
Sul	2000	15,3	4,8	6,8	10,2	28,9	3,2	2,0	2,1	7,7	0,8	1,4	8,9	8,0

TABELA A2: Distribuição da educação por grupo de idade decenal – Brasil, homens e mulheres, 1990 e 2000

Grupo etário	0 - 3 anos		4 - 7 anos		8 - 10 anos		11 anos		12+ anos	
	1990	2000	1990	2000	1990	2000	1990	2000	1990	2000
Homens (%)										
40-49	42.83	29.30	31.65	32.50	8.26	13.40	8.15	13.57	9.11	11.23
50-59	52.41	41.78	29.58	30.78	6.04	8.96	5.95	8.93	6.02	9.54
60-69	61.39	53.33	25.24	27.78	4.57	6.53	4.28	6.21	4.53	6.16

70-79	69.86	61.96	20.18	23.36	3.61	5.20	2.80	4.49	3.55	4.99
80-89	73.96	69.82	17.65	19.04	3.01	4.23	2.35	3.01	3.03	3.90
Mulheres (%)										
40-49	45.87	29.13	30.15	31.76	7.45	12.62	9.10	14.93	7.43	11.56
50-59	57.26	44.92	27.59	29.34	5.52	8.38	5.92	9.54	3.71	7.82
60-69	65.00	56.81	24.18	27.03	4.35	6.13	4.39	6.18	2.07	3.85
70-79	71.09	62.50	20.33	24.53	3.60	5.48	3.79	5.12	1.19	2.37
80-89	74.07	68.29	18.64	21.13	3.30	4.48	3.18	4.68	0.81	1.42

Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020).

TABELA A3: Distribuição da educação por grupo de idade decenal – Regiões, homens, 1990 e 2000

Grupo etário	Região	0 - 3 anos		4 - 7 anos		8 - 10 anos		11 anos		12+ anos	
		1990	2000	1990	2000	1990	2000	1990	2000	1990	2000
Homens (%)											
40-49	Centro-Oeste	44.58	30.32	29.46	31.94	8.15	12.54	8.32	13.79	9.49	11.41
40-49	Nordeste	65.20	50.10	18.41	22.65	5.08	8.93	6.37	11.75	4.94	6.57
40-49	Norte	58.74	43.20	23.53	27.22	6.38	11.27	6.87	12.36	4.49	5.96
40-49	Sudeste	31.59	20.36	36.70	35.15	10.23	15.49	9.52	14.88	11.96	14.12
40-49	Sul	35.32	20.54	40.59	40.70	8.10	14.74	7.32	12.71	8.66	11.31
50-59	Centro-Oeste	55.87	45.06	27.09	28.19	5.54	8.38	5.24	8.56	6.27	9.80
50-59	Nordeste	72.28	63.27	17.22	18.70	3.58	5.69	3.89	6.92	3.03	5.41
50-59	Norte	68.72	57.18	20.72	23.40	4.09	7.24	3.92	7.47	2.55	4.71
50-59	Sudeste	41.41	30.85	34.76	35.15	7.85	10.97	7.70	10.60	8.28	12.44
50-59	Sul	47.49	34.18	37.05	39.81	5.36	9.00	4.98	7.91	5.11	9.11
60-69	Centro-Oeste	66.77	58.20	21.48	24.68	3.76	5.72	3.55	5.34	4.44	6.07
60-69	Nordeste	79.40	72.72	13.76	16.06	2.49	4.10	2.39	4.15	1.97	2.96
60-69	Norte	75.29	69.50	17.43	19.63	3.00	4.63	2.70	3.78	1.59	2.46
60-69	Sudeste	50.73	42.08	30.54	32.90	6.15	8.30	5.96	8.13	6.62	8.59
60-69	Sul	56.19	47.43	32.62	35.53	4.19	6.29	3.29	5.15	3.70	5.60
70-79	Centro-Oeste	74.33	67.26	18.18	20.83	3.09	4.54	1.78	3.18	2.63	4.19
70-79	Nordeste	86.05	79.70	9.85	12.74	1.63	2.88	1.16	2.43	1.31	2.24
70-79	Norte	81.37	75.49	14.36	16.53	1.71	3.76	1.45	2.68	1.10	1.54
70-79	Sudeste	58.58	50.76	25.76	28.53	5.38	6.90	4.42	6.40	5.87	7.41
70-79	Sul	63.16	55.66	28.31	30.98	3.48	5.20	2.40	3.77	2.66	4.39
80-89	Centro-Oeste	79.45	74.72	15.28	16.59	2.13	3.80	1.35	1.89	1.79	2.99
80-89	Nordeste	88.70	85.44	8.57	9.61	1.17	2.11	0.80	1.47	0.76	1.37
80-89	Norte	83.71	80.12	12.44	14.02	1.49	3.20	1.32	1.61	1.04	1.05

80-89	Sudeste	61.58	57.07	23.97	25.47	4.89	6.05	3.91	4.67	5.65	6.74
80-89	Sul	68.34	61.46	24.37	27.19	2.89	4.88	2.34	3.02	2.07	3.45

Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020).

TABELA A4: Distribuição da educação por grupo de idade quinquenal – Regiões, mulheres, 1990 e 2000

Grupo etário	Região	0 - 3 anos		4 - 7 anos		8 - 10 anos		11 anos		12+ anos	
		1990	2000	1990	2000	1990	2000	1990	2000	1990	2000
Homens (%)											
40-49	Centro-Oeste	47.07	29.39	27.30	30.63	7.65	12.27	9.44	15.45	8.54	12.26
40-49	Nordeste	63.46	45.42	19.12	23.63	4.53	8.66	8.20	14.77	4.70	7.53
40-49	Norte	58.37	40.06	22.87	26.11	6.27	11.71	8.75	16.17	3.74	5.95
40-49	Sudeste	37.06	21.88	34.60	34.28	9.12	14.30	10.13	15.54	9.09	13.99
40-49	Sul	38.99	22.73	38.14	38.62	7.60	13.93	7.57	12.73	7.70	11.98
50-59	Centro-Oeste	61.14	47.12	23.40	26.39	5.28	8.06	5.84	9.69	4.34	8.73
50-59	Nordeste	72.44	61.78	17.52	19.60	3.25	5.27	4.52	8.22	2.27	5.13
50-59	Norte	69.47	57.42	20.31	22.28	4.01	7.21	4.56	9.07	1.65	4.02
50-59	Sudeste	48.95	36.49	32.11	33.11	7.06	10.10	7.23	10.83	4.65	9.46
50-59	Sul	52.14	38.28	34.20	36.88	5.22	8.74	4.78	8.00	3.67	8.11
60-69	Centro-Oeste	72.40	61.26	17.89	23.33	3.72	5.87	4.07	5.39	1.91	4.15
60-69	Nordeste	79.38	71.30	14.39	17.66	2.49	3.88	2.71	4.78	1.03	2.38
60-69	Norte	76.73	69.81	16.99	19.13	2.36	4.82	2.91	4.49	1.00	1.74
60-69	Sudeste	57.25	48.79	28.39	31.19	5.66	7.61	5.82	7.56	2.88	4.86
60-69	Sul	59.34	51.45	31.37	33.61	4.21	5.96	3.38	5.21	1.70	3.77
70-79	Centro-Oeste	78.57	70.17	15.27	18.52	2.74	4.79	2.80	4.39	0.62	2.13
70-79	Nordeste	85.08	76.88	10.88	15.51	1.77	3.31	1.87	3.08	0.40	1.23
70-79	Norte	82.16	75.26	13.08	16.64	2.18	4.05	1.85	3.39	0.74	0.67
70-79	Sudeste	62.69	54.68	24.71	28.37	5.02	6.88	5.67	6.74	1.91	3.34
70-79	Sul	65.50	56.75	27.80	31.67	3.36	5.45	2.55	4.30	0.79	1.83
80-89	Centro-Oeste	80.74	75.70	14.52	16.38	2.65	3.49	1.72	3.35	0.37	1.08
80-89	Nordeste	87.33	82.83	9.75	11.99	1.40	2.37	1.32	2.29	0.21	0.52
80-89	Norte	86.04	80.40	10.92	13.49	1.45	3.15	1.17	2.32	0.43	0.64
80-89	Sudeste	64.91	59.05	23.79	25.81	4.88	5.94	5.05	6.94	1.37	2.27
80-89	Sul	69.62	62.27	24.65	28.42	3.04	4.87	2.19	3.51	0.50	0.93

Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020).

TABELAA5: Distribuição da população com 12+ anos de educação por grupo de idade decenal – Regiões, mulheres, 1990 e 2000

Região	Sexo	Coorte	1990	2000
Brasil	Homens	70 - 79 / 80 - 89	50.384	24.982
Brasil	Homens	60 - 69 / 70 - 79	137.094	103.318
Centro-Oeste	Homens	70 - 79 / 80 - 89	1.237	681
Centro-Oeste	Homens	60 - 69 / 70 - 79	5.086	3.264
Nordeste	Homens	70 - 79 / 80 - 89	5.979	3.103
Nordeste	Homens	60 - 69 / 70 - 79	16.011	13.277
Norte	Homens	70 - 79 / 80 - 89	1.197	643
Norte	Homens	60 - 69 / 70 - 79	4.343	3.116
Sudeste	Homens	70 - 79 / 80 - 89	36.154	17.537
Sudeste	Homens	60 - 69 / 70 - 79	93.332	69.522
Sul	Homens	70 - 79 / 80 - 89	5.817	3.018
Sul	Homens	60 - 69 / 70 - 79	18.322	14.139
Brasil	Mulheres	70 - 79 / 80 - 89	20.032	13.172
Brasil	Mulheres	60 - 69 / 70 - 79	69.864	60.458
Centro-Oeste	Mulheres	70 - 79 / 80 - 89	300	267
Centro-Oeste	Mulheres	60 - 69 / 70 - 79	1.902	1.689
Nordeste	Mulheres	70 - 79 / 80 - 89	1.968	1.467
Nordeste	Mulheres	60 - 69 / 70 - 79	9.381	8.450
Norte	Mulheres	70 - 79 / 80 - 89	576	392
Norte	Mulheres	60 - 69 / 70 - 79	2.270	1.363
Sudeste	Mulheres	70 - 79 / 80 - 89	15.043	9.735
Sudeste	Mulheres	60 - 69 / 70 - 79	47.014	41.441
Sul	Mulheres	70 - 79 / 80 - 89	2.145	1.312
Sul	Mulheres	60 - 69 / 70 - 79	9.298	7.514

Fonte: Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IPUMS, 2020).

APÊNDICE B – Saldos migratórios estimados

Região	Coorte	Anos de educação	Saldo Migratório Decenal			
			SM1 CR		SM1 Interpolado Linearmente	
			Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Centro-Oeste	40	0	632	359	1644	873
Centro-Oeste	45	0	-292	226	1276	1179
Centro-Oeste	50	0	832	-219	945	957
Centro-Oeste	55	0	-620	-1568	661	724
Centro-Oeste	60	0	714	1740	689	761
Centro-Oeste	65	0	1602	1026	347	756
Centro-Oeste	70	0	1587	1968	109	319
Centro-Oeste	75	0	735	-248	191	112
Centro-Oeste	80	0	894	1133	87	371
Centro-Oeste	85	0	1023	746	218	325
Centro-Oeste	40	4	1548	668	555	51
Centro-Oeste	45	4	982	177	1056	-84
Centro-Oeste	50	4	395	679	627	33
Centro-Oeste	55	4	1009	-1143	360	394
Centro-Oeste	60	4	205	629	125	205
Centro-Oeste	65	4	358	129	140	-19
Centro-Oeste	70	4	41	375	224	128
Centro-Oeste	75	4	505	38	173	164
Centro-Oeste	80	4	235	143	95	226
Centro-Oeste	85	4	98	304	59	146
Centro-Oeste	40	8	-2023	210	-317	-366
Centro-Oeste	45	8	291	-676	70	-397
Centro-Oeste	50	8	471	41	-14	-298
Centro-Oeste	55	8	162	-145	-73	-170
Centro-Oeste	60	8	12	-82	-265	-3
Centro-Oeste	65	8	-21	125	-145	-36
Centro-Oeste	70	8	-26	-18	18	40
Centro-Oeste	75	8	-9	66	-50	24
Centro-Oeste	80	8	182	-12	3	63
Centro-Oeste	85	8	45	51	-3	54
Centro-Oeste	40	11	1125	2099	809	402
Centro-Oeste	45	11	-30	-751	107	71
Centro-Oeste	50	11	-574	-113	-424	-247
Centro-Oeste	55	11	298	759	-512	-237
Centro-Oeste	60	11	455	-297	-376	-188
Centro-Oeste	65	11	-27	222	-109	-50
Centro-Oeste	70	11	505	70	-41	-12
Centro-Oeste	75	11	-197	-36	-14	-53
Centro-Oeste	80	11	147	-36	-8	17
Centro-Oeste	85	11	-26	29	2	22
Centro-Oeste	40	12	2477	1986	2507	1674
Centro-Oeste	45	12	1954	1274	1133	102
Centro-Oeste	50	12	694	1047	-93	40
Centro-Oeste	55	12	-276	-4	-476	-126
Centro-Oeste	60	12	515	-178	-457	-143
Centro-Oeste	65	12	212	63	-231	-93
Centro-Oeste	70	12	18	-122	-196	-130
Centro-Oeste	75	12	31	61	-29	-10
Centro-Oeste	80	12	13	-26	-25	18
Centro-Oeste	85	12	0	-5	0	8
Nordeste	40	0	-702	2020	-13489	-13748
Nordeste	45	0	8919	3777	-10155	-12528
Nordeste	50	0	-3831	-12695	-7423	-10597

Nordeste	55	0	-6284	-6856	-5480	-7792
Nordeste	60	0	1531	13729	-3511	-6290
Nordeste	65	0	8754	11228	-2259	-4498
Nordeste	70	0	23485	23426	-1558	-3162
Nordeste	75	0	11551	4215	-1299	-2323
Nordeste	80	0	11507	13630	-1070	-1983
Nordeste	85	0	11475	9904	-633	-1081
Nordeste	40	4	2902	6090	-2708	-6245
Nordeste	45	4	4054	-943	-1474	-3309
Nordeste	50	4	3800	-120	-662	-1557
Nordeste	55	4	797	-2116	-159	-929
Nordeste	60	4	5349	4660	516	-579
Nordeste	65	4	1510	82	192	57
Nordeste	70	4	1696	2635	12	137
Nordeste	75	4	1724	1528	68	107
Nordeste	80	4	1276	1757	9	-118
Nordeste	85	4	1032	1301	-45	-49
Nordeste	40	8	-2570	-2397	71	-392
Nordeste	45	8	-1167	-3517	828	32
Nordeste	50	8	351	869	676	82
Nordeste	55	8	-579	-1551	674	191
Nordeste	60	8	275	944	547	97
Nordeste	65	8	885	-107	311	143
Nordeste	70	8	-29	91	126	86
Nordeste	75	8	557	399	88	34
Nordeste	80	8	51	638	71	-33
Nordeste	85	8	393	254	29	-34
Nordeste	40	11	534	4541	1515	-849
Nordeste	45	11	-340	-1366	1771	563
Nordeste	50	11	164	1723	1185	750
Nordeste	55	11	503	-2601	990	694
Nordeste	60	11	-310	423	552	514
Nordeste	65	11	1172	445	275	336
Nordeste	70	11	622	325	225	119
Nordeste	75	11	-275	330	45	96
Nordeste	80	11	309	91	97	54
Nordeste	85	11	125	251	24	41
Nordeste	40	12	4163	3736	1023	762
Nordeste	45	12	2189	3150	797	1003
Nordeste	50	12	-40	975	1320	284
Nordeste	55	12	1836	39	918	179
Nordeste	60	12	-163	-71	468	150
Nordeste	65	12	-262	140	236	166
Nordeste	70	12	480	31	327	169
Nordeste	75	12	585	-3	137	88
Nordeste	80	12	111	166	19	15
Nordeste	85	12	-25	-3	3	-10
Norte	40	0	2040	1630	8286	6030
Norte	45	0	4996	0	6845	4969
Norte	50	0	-2628	-2146	5418	5045
Norte	55	0	-1939	-2539	4155	3581
Norte	60	0	1082	1813	2789	2825
Norte	65	0	3974	6440	1906	2043
Norte	70	0	7292	4299	1292	1664
Norte	75	0	2334	191	587	1102
Norte	80	0	1991	2620	409	896
Norte	85	0	2628	2454	217	560
Norte	40	4	1697	4537	4700	4492
Norte	45	4	3194	-598	3312	3267
Norte	50	4	1436	1	2301	1405

Norte	55	4	167	-1514	1805	849
Norte	60	4	907	1667	1018	793
Norte	65	4	1050	920	592	420
Norte	70	4	960	511	352	241
Norte	75	4	907	245	80	67
Norte	80	4	194	141	113	-13
Norte	85	4	518	702	78	84
Norte	40	8	-2269	-913	2305	1318
Norte	45	8	-679	-612	748	626
Norte	50	8	1373	-231	637	702
Norte	55	8	-530	-506	348	517
Norte	60	8	-357	-81	396	197
Norte	65	8	149	6	329	74
Norte	70	8	173	-561	137	47
Norte	75	8	-105	442	11	132
Norte	80	8	106	164	3	47
Norte	85	8	208	70	-5	24
Norte	40	11	1276	3153	1723	971
Norte	45	11	1072	801	575	262
Norte	50	11	-994	781	364	437
Norte	55	11	308	-404	349	166
Norte	60	11	643	358	217	91
Norte	65	11	-7	-240	104	41
Norte	70	11	293	17	68	113
Norte	75	11	-37	199	30	39
Norte	80	11	42	-92	8	20
Norte	85	11	21	17	0	8
Norte	40	12	1804	933	681	-296
Norte	45	12	1509	1428	397	-441
Norte	50	12	724	935	408	-69
Norte	55	12	412	-158	199	93
Norte	60	12	-89	-250	79	19
Norte	65	12	179	546	107	-34
Norte	70	12	100	18	87	44
Norte	75	12	58	-123	-14	14
Norte	80	12	-11	96	-8	-21
Norte	85	12	60	-36	2	-6
Sudeste	40	0	5163	3343	6010	9247
Sudeste	45	0	3667	678	5050	9397
Sudeste	50	0	-1114	-4730	3680	7022
Sudeste	55	0	-2339	-9962	2955	4674
Sudeste	60	0	9591	19721	1459	3510
Sudeste	65	0	16240	24120	935	2135
Sudeste	70	0	24928	26385	317	1330
Sudeste	75	0	17417	16170	679	1073
Sudeste	80	0	14615	16691	564	619
Sudeste	85	0	8896	14366	188	271
Sudeste	40	4	14851	27609	-948	2423
Sudeste	45	4	6135	-2517	-2303	656
Sudeste	50	4	5937	4513	-2324	132
Sudeste	55	4	5414	-9204	-1950	-363
Sudeste	60	4	7986	7584	-1573	-755
Sudeste	65	4	13597	7607	-835	-906
Sudeste	70	4	12631	13156	-632	-784
Sudeste	75	4	7083	5527	-387	-414
Sudeste	80	4	4585	5846	-217	-158
Sudeste	85	4	4292	8096	44	-256
Sudeste	40	8	-3196	-6716	-2551	-1092
Sudeste	45	8	4031	287	-2262	-1108
Sudeste	50	8	698	2843	-1832	-1071

Sudeste	55	8	2728	55	-1337	-720
Sudeste	60	8	1207	1028	-787	-545
Sudeste	65	8	2099	137	-603	-406
Sudeste	70	8	1756	876	-207	-326
Sudeste	75	8	2684	3103	-39	-268
Sudeste	80	8	1347	1727	-4	-97
Sudeste	85	8	571	1748	48	-62
Sudeste	40	11	10635	5187	-4613	-1365
Sudeste	45	11	-654	644	-3202	-1309
Sudeste	50	11	-173	2595	-1776	-1305
Sudeste	55	11	3997	-757	-1330	-958
Sudeste	60	11	3264	2091	-717	-623
Sudeste	65	11	1530	-473	-432	-471
Sudeste	70	11	3737	2442	-375	-308
Sudeste	75	11	1586	1085	-104	-94
Sudeste	80	11	1250	1984	-121	-130
Sudeste	85	11	418	1706	-39	-70
Sudeste	40	12	13533	12289	-4559	-3109
Sudeste	45	12	7522	7532	-2807	-1528
Sudeste	50	12	4883	2740	-2251	-771
Sudeste	55	12	1387	-2107	-1271	-566
Sudeste	60	12	102	1493	-570	-276
Sudeste	65	12	1146	299	-246	-264
Sudeste	70	12	3876	160	-364	-163
Sudeste	75	12	1891	1041	-161	-55
Sudeste	80	12	1190	788	-68	-44
Sudeste	85	12	1116	461	-1	-15
Sul	40	0	1709	4366	-2253	-2288
Sul	45	0	3418	-2973	-2953	-2919
Sul	50	0	-2659	1600	-2555	-2333
Sul	55	0	1723	-4777	-2259	-1153
Sul	60	0	3752	7431	-1384	-760
Sul	65	0	8053	9445	-921	-398
Sul	70	0	9023	8024	-156	-167
Sul	75	0	7700	7562	-170	37
Sul	80	0	4848	4290	-5	101
Sul	85	0	3377	5905	-13	-81
Sul	40	4	3059	494	-1599	-757
Sul	45	4	2567	2121	-583	-583
Sul	50	4	1606	1209	46	-38
Sul	55	4	4224	-3213	-54	28
Sul	60	4	3345	2409	-80	335
Sul	65	4	5540	4720	-84	448
Sul	70	4	5286	3174	55	275
Sul	75	4	3924	3484	73	83
Sul	80	4	1689	3207	5	65
Sul	85	4	1703	2222	-36	77
Sul	40	8	-2346	-2895	481	512
Sul	45	8	-934	-2224	620	847
Sul	50	8	156	225	552	585
Sul	55	8	-274	-380	391	193
Sul	60	8	388	701	144	263
Sul	65	8	864	68	134	229
Sul	70	8	275	34	-61	159
Sul	75	8	688	587	-25	62
Sul	80	8	153	326	-30	26
Sul	85	8	416	396	-33	24
Sul	40	11	1084	2439	524	878
Sul	45	11	151	-141	737	407
Sul	50	11	940	1527	649	359

Sul	55	11	715	-896	497	317
Sul	60	11	720	-292	331	217
Sul	65	11	24	-177	183	151
Sul	70	11	643	712	126	91
Sul	75	11	272	130	46	17
Sul	80	11	204	407	39	37
Sul	85	11	220	235	13	20
Sul	40	12	2820	1867	536	1015
Sul	45	12	3371	2354	529	881
Sul	50	12	507	2169	631	523
Sul	55	12	-211	-651	661	425
Sul	60	12	494	405	480	255
Sul	65	12	96	364	139	224
Sul	70	12	1046	159	158	50
Sul	75	12	13	14	129	-21
Sul	80	12	519	189	34	-15
Sul	85	12	163	18	6	0
