

原 著

わが国の教育歴別死亡率の都道府県比較：国勢調査と人口動態統計の
リンケージ研究（2010–2015年）タナカ ヒロカズ カタノダコウタ コバヤシ ヤスキ
田中 宏和* 片野田耕太* 小林 廉毅^{2*}

目的 健康格差の包括的なモニタリング方法を検討するため、アウトカム指標として国際的に広く用いられている教育歴（学歴）と死亡率の関連を定量化し、その地域差を探索することを目的とした。

方法 国勢調査（2010年）と人口動態統計死亡票（2010–2015年）の匿名化個票データを取得し分析した。「性・生年月・居住市区町村・婚姻状況・配偶者の年齢（既婚のみ）」をリンケージキーとし、これが他の人と重複しない日本人をサンプル人口とした。日本人（30–79歳）7,984,451人（男性3,992,202人，女性3,992,249人：全人口の9.9%）が分析対象となった。確定的リンケージ法で国勢調査個票に死亡情報をリンケージした（5年間の死亡割合；男性：5.6%，女性：2.5%）。全人口とサンプル人口の比から性・年齢・都道府県・教育歴・職業の分布を用いた逆確率の重みを算出し、重み付けした教育歴別年齢調整死亡率，死亡率比とその都道府県比較を分析した。地域については市区町村を都道府県に集約した。教育歴は「中学・高校卒業者」と「大学以上卒業者」の2群を比較した。

結果 全国の男性の年齢調整死亡率（全死因，人口10万人対）は「大学以上卒業者」で1,025（95%信頼区間：1,013–1,037），「中学・高校卒業者」で1,245（95%信頼区間：1,238–1,253）であり，女性で「大学以上卒業者」で496（95%信頼区間：485–508），「中学・高校卒業者」で640（95%信頼区間：636–645）であった。「大学以上卒業者」に比べて「中学・高校卒業者」の死亡率比は男性で1.21（95%信頼区間：1.17–1.26），女性で1.29（95%信頼区間：1.17–1.41）であった。各都道府県において「大学以上卒業者」に比べて「中学・高校卒業者」の死亡率が高い傾向にありとくに男性でこの傾向が顕著であったものの地域差は小さいと示唆された。

結論 わが国において「中学・高校卒業者」は「大学以上卒業者」に比べて全死因死亡率が約1.2–1.3倍高いことが示された。地域ごとにみると男女とも死亡率比のばらつきは小さい可能性が高いが，死因別の考察を含め都道府県レベルの詳細な分析のためにはより精度の高い死亡率データベースの構築が必要である。

Key words：健康格差，教育歴（学歴），国勢調査，人口動態統計，データリンケージ，年齢調整死亡率

日本公衆衛生雑誌 2025; 72(4): 292–302. doi:10.11236/jph.24–075

I 緒 言

健康格差は社会経済的状況（教育，職業，所得など）によって健康状態に系統的な差があることを意

味し，公衆衛生上の大きな課題である¹⁾。わが国において『健康格差』というキーワードは2013年に策定された「健康日本21（第二次）」で初めて全体目標に含まれたが²⁾，都道府県間の健康寿命の縮小について言及されたのみで，わが国の現状について社会経済的状況に基づく格差の検討は十分になされていない。諸外国において健康格差は公的統計データの一部として継続的にモニタリングされており，欧州諸国³⁾，米国⁴⁾，オーストラリア⁵⁾など，ほとんどの高所得国において，社会経済的状況による系統的

* 国立がん研究センターがん対策研究所データサイエンス研究部

^{2*} 東京大学

責任著者連絡先：〒104-0045 中央区築地5-1-1
国立がん研究センターがん対策研究所データサイエンス研究部 田中宏和
E-mail : hitanak@ncc.go.jp

な死亡率の差（例：教育歴が短いほど死亡率が高い）が明らかになっている。

一方で、国際的にみて平均寿命が長く健康水準が比較的高いわが国において、死亡率をアウトカムとし健康格差の地域的な傾向や特徴について報告した研究はほとんどみられない⁶⁾。教育歴別死亡率データは教育歴ごとの平均寿命の差として経済協力開発機構の Health at a Glance において高所得国間で国際比較されているが、教育歴別死亡率データに関する公的統計データを欠くわが国はその国際比較に含まれていない⁷⁾。これまで本研究グループは、わが国における教育歴・職業階層による喫煙率の差の拡大⁸⁾、主観的健康感の社会格差⁹⁾、職業階層による死亡率の格差¹⁰⁾などわが国の健康格差を明らかにするための記述疫学的検討を行うとともに、国勢調査と人口動態統計のリンケージにより公的統計データの活用によって健康格差をモニタリングするための死亡率データベース構築について研究を実施してきた^{11,12)}。しかしながら、わが国の健康格差の地域差（ここでは『地域間で健康状態に差がある』ことだけでなく、『健康格差の大きさが地域ごとにどれだけばらつきがあるか』を指す）については、他の先行研究を含めてもこれまでに検討されていない。

本研究は、わが国の健康格差対策に向けた記述疫学データを充実させるために、健康格差のアウトカム指標として国際的に広く用いられている教育歴（学歴）と死亡率の関連を定量化し、その地域差を探索することを目的とした。

II 研究方法

1. 分析データ

総務省の国勢調査と厚生労働省の人口動態調査（死亡票）について、統計的研究を目的として統計法第33条に基づく利用申請を行い、匿名化個票データをそれぞれ取得した^{13,14)}。分析に用いたのは2010年10月1日に実施された国勢調査で、日本に住むすべての日本人の個票データである。死亡票については2010年10月から2015年9月までに死亡した日本人の個票データを分析対象とした。なお、日本在住の外国人は本研究の分析から除外した。本研究における国勢調査と人口動態統計のリンケージの方法は先行研究において詳細に検討され報告されている^{11,12)}。本研究は統計法に基づく二次的利用による統計的研究のため人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針は適用外である。なお、データ利用・保管にあたっては総務省と厚生労働省それぞれの指針を遵守した。

2. リンケージキーの生成とデータリンケージ

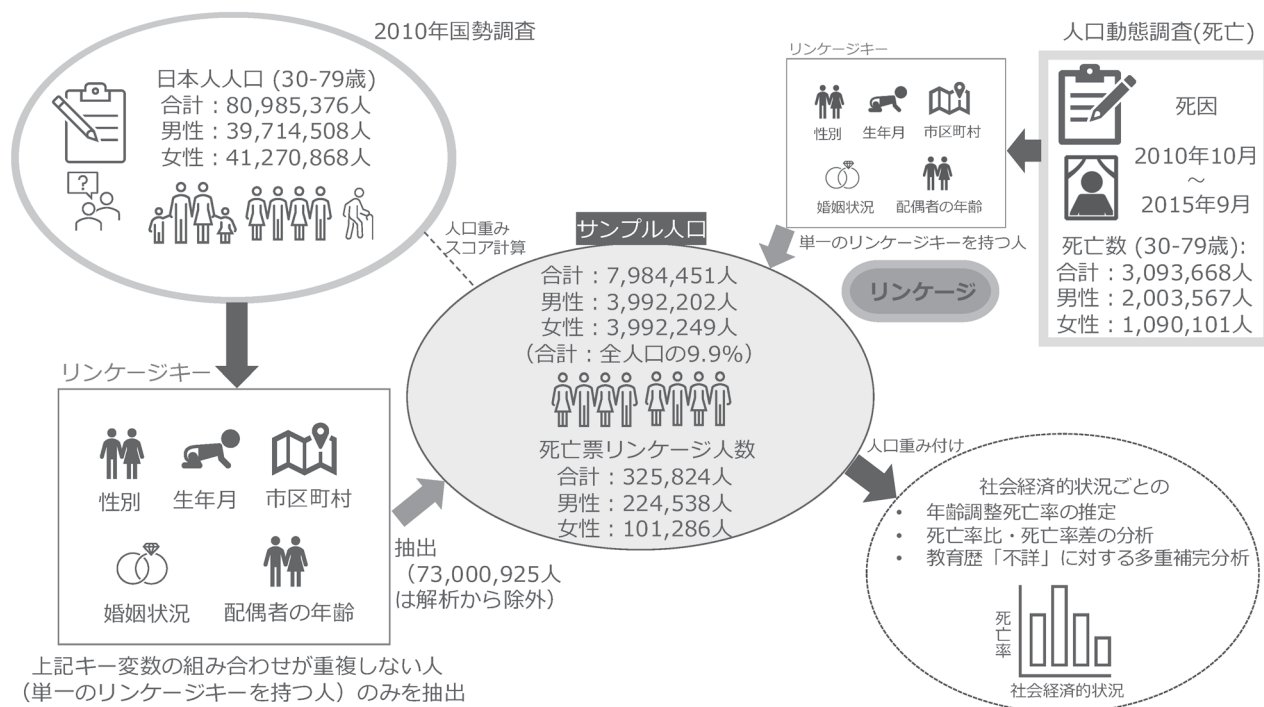
わが国の公的統計調査では個人識別情報は用いられていないため、国勢調査と人口動態調査を直接的にリンケージすることはできない。データリンケージの手法には個人識別能の高い変数をリンケージキーとし、その完全一致によりリンケージを行う確定的リンケージ法と共通した複数の変数の組み合わせをリンケージキーとして、同じ個人である確率（一致度）が最も高い個人に対してリンケージを行う確率的リンケージ法がある¹⁵⁾。さらに、国勢調査と人口動態調査を $n:1$ でリンケージさせ死亡数を按分し集計して教育歴別死亡率を算出する手法も報告されている¹⁶⁾。この方法ではすべての人口・死亡データを含めて分析できるが、個票がそれぞれ $1:1$ にデータリンケージされず、教育歴別死亡率の差を過小評価する可能性がある。そこで本研究ではデータリンケージのため「性」、「生年・月」、「住所（市区町村コード）」、「婚姻状況（未婚、既婚、死別、離婚、不詳）」、「配偶者の年齢（既婚者のみ）」の組み合わせを個人識別情報（リンケージキー）とし、 $1:1$ で確定的リンケージ法が適用できる集団（サンプル人口）を対象として分析を行った^{11,12)}。

図1にデータリンケージの概略を示す。2010年国勢調査における日本人（30-79歳）の80,985,376人（男性39,714,508人、女性41,270,868人）に対してリンケージキーを生成した。このとき、生成されたリンケージキーが重複する人（例：『男性、1978年4月生まれ、X県Y市在住、未婚』の人が複数存在する）が多数発生するが、他方、単一のリンケージキーをもつ人も少なからず存在する^{11,12)}。そこで、本研究では単一のリンケージキーを持つ人を特定しサンプル人口とした。最終的に7,984,451人（男性3,992,202人、女性3,992,249人：全人口の9.9%）がサンプル人口として本研究の分析対象となった。死亡票（2010年10月から2015年9月）についても同様にリンケージキーを生成し、単一のリンケージキーを持つ人を特定（死亡票においてもリンケージキーが重複した人は分析から除外）してサンプル人口に $1:1$ で確定的にリンケージした¹²⁾。この結果、2010年国勢調査データに5年間累積の死亡データがリンケージされたのは男性で224,538人（サンプル人口の5.6%）、女性で101,286人（サンプル人口の2.5%）の合計325,824人であった¹²⁾。

3. 重み付け

日本人の居住市区町村、婚姻状況などの人口属性には偏りがあり、人口が多い市区町村に住んでいる人はリンケージキーが他人と重複する確率が高いため、サンプル人口に含まれる可能性が低くなる。ま

図1 2010年国勢調査と人口動態調査(死亡票)とのリンケージ



た、既婚者は同居する配偶者の年齢もリンケージキーの変数となり他人と重複する確率が低くなるが、未婚者は既婚者に比べてリンケージキーが他人と重複する確率がより高いためサンプリングされにくい傾向となる。したがって人口属性の偏りによる交絡の影響を最小化するため、死亡率を計算するときに未婚者や人口が大きい市区町村に住んでいる人により大きく重み付けすることでサンプル人口の人口属性分布を国勢調査の結果に近似させた^{11,12)}。

重み付けスコアは、ある重み付けキーを持つ国勢調査の人数を、同じ重み付けキーを持つサンプル人口の人数で割った比(逆確率重み付け)で算出した^{11,12)}。重み付けキーは、47の都道府県、性(男女の2区分)、年齢(30-79歳:5歳区分による10区分)、婚姻状況(「既婚」、「未婚」など5区分)、教育歴(「中学卒業者」、「高校卒業者」など4区分)、職業(「管理職・専門職」、「無職」など8区分:30-64歳のみ)の組み合わせで、最大110,920通りである。たとえば、国勢調査で1,000人の「Z県在住」、「女性」、「30-34歳」、「未婚」、「高校卒業者」、「事務・営業・サービス職」の重み付けキーを持つ人が観察され、サンプル人口で同じ重み付けキーを持つ200人の女性が観察されたとすると、サンプル人口の各個人に「5」(=1,000/200)の重み付けスコアが割り当てられた^{11,12)}。

4. 教育歴(学歴)の定義

2010年国勢調査での教育についての選択肢は、

『小学・中学』、『高校・旧制中学』、『短大・高専』、『大学・大学院』の4区分であった¹³⁾。本研究では、『小学・中学』を「中学卒業者」、『高校・旧制中学』を「高校卒業者」、『短大・高専』および『大学・大学院』を「大学以上卒業者」と分類したものに「不詳」を加えて4区分として分類した¹²⁾。また、地域別の分析で用いるため、「中学卒業者」と「高校卒業者」を統合した「中学・高校卒業者」も同様に分析した。

5. 統計解析

1) サンプル人口における死亡率の検証

本研究では『(A) 全人口(分母の国勢調査人口と分子の人口動態調査の死亡がリンケージされていないが全数であるもの)』と『(B) 重み付けサンプル人口(人口と死亡がリンケージされ重み付けされたサンプル人口)』の2つの死亡率データセットを作成した。死亡率の分析では分母を観察人年、分子を死亡数として男女別で死亡率を算出した。まず、『(A) 全人口』における2010年10月から2015年9月の全死因年齢調整死亡率(2010年10月時点で30-79歳:人口10万人対)を算出した。直接法による年齢調整には「70-74歳」のように5歳区分として平成27年(2015年)モデル人口を用いた¹⁷⁾。年齢調整死亡率および95%信頼区間(以下、95%CI)の算出には二項分布を用い統計ソフト STATA 17/MPで算出した¹⁸⁾。サンプル人口による死亡率推定の妥当性を評価するため、『(A) 全人口』と『(B) 重み

付けサンプル人口』の年齢調整死亡率を比較した^{11,12)}。

以下の分析では、まず国勢調査における教育歴「不詳」を除外して分析を行ったが、教育歴「不詳」(男性で13.0%, 女性で12.3%)の影響を検討するため、多重補完分析も合わせて行った。多重補完分析では年齢、性、都道府県、婚姻状況、死亡状況を投入して20セットの多重補完分析による教育歴「不詳」(欠損)がない完全データセットを作成し、平均的教育歴別死亡率を算出した¹²⁾。

2) 教育歴別死亡率および死亡率比の算出

わが国における健康格差の指標として教育歴と全死因死亡率の関連を定量化し評価した。地域については、市区町村を都道府県に集約して死亡率を算出した。『(B) 重み付けサンプル人口』から教育歴ごとの人口分布を調べ、重み付け年齢調整死亡率と95%CIを算出した。また、「大学以上卒業者」を対照として「中学卒業者」と「高校卒業者」、さらにこれらを統合した「中学・高校卒業者」の全死因死亡率比(年齢調整死亡率の比)と95%CI(算出にはブートストラップ法を用いた)¹⁹⁾をそれぞれ算出した。

3) 都道府県・広域ごとにみた教育歴別死亡率・比の推定

『(B) 重み付けサンプル人口』から都道府県ごとに「中学・高校卒業者」と「大学以上卒業者」の重み付け年齢調整死亡率(全死因)と95%CIを算出した。また、『(A) 全人口』から都道府県ごとの年齢調整死亡率を算出した。

都道府県より広域な地域別の健康格差の傾向を探るため、地域ごとに「大学以上卒業者」に対する「中学・高校卒業者」の全死因死亡率比と95%CI(算出にはブートストラップ法を用いた)¹⁹⁾を算出した。広域な地域区分として、地理的な背景や公的調査で用いられる区分を参考に3つから5つの都道府県が各地域に含まれることを考慮して、北海道/東北北部、東北南部、北関東/甲信、南関東、北陸、東海、近畿東部、京阪神、中国、四国、九州北部、九州南部/沖縄の12区分とした。また、北海道から東海地方を東日本、近畿地方から沖縄を西日本と定義して全死因死亡率比をそれぞれ算出した。これらの分析では教育歴「不詳」の多重補完分析結果を示す。

III 研究結果

1. サンプル人口における死亡率推定の検証

男性では全死因の『(A) 全人口』の年齢調整死亡率(人口10万人対)は1209.4, 『(B) 重み付けサ

ンプル人口』の年齢調整死亡率は1200.0でほぼ一致していた。一方で、女性では全死因の『(A) 全人口』の年齢調整死亡率は560.7, 『(B) 重み付けサンプル人口』の年齢調整死亡率は624.6で+11.4%の差があった。なお、以下の分析では教育歴「不詳」を除いた分析と教育歴「不詳」の多重補完分析で同様の結果および傾向が得られた。

2. 全国教育歴別死亡率および死亡率比の算出

表1に『(B) 重み付けサンプル人口』による人口割合と教育歴別年齢調整死亡率(全死因)および死亡率比を示す。人口割合について「大学以上卒業者」は男性では33.2%、『(A) 全人口』では32.7%), 女性では29.3%、『(A) 全人口』では30.2%)とそれぞれ近似していた。また、「高校卒業者」と「中学卒業者」の人口割合も『(B) 重み付けサンプル人口』の割合は『(A) 全人口』に近い値となっていた。

男性の年齢調整死亡率(全死因, 人口10万人対)は「大学以上卒業者」で1,025 (95%CI: 1,013–1,037), 「高校卒業者」で1,188 (95%CI: 1,179–1,197), 「中学卒業者」で1,392 (95%CI: 1,377–1,406)であり、女性では「大学以上卒業者」で496 (95%CI: 485–508), 「高校卒業者」で613 (95%CI: 607–618), 「中学卒業者」で724 (95%CI: 713–735)であった。男性において「大学以上卒業者」と比較した「高校卒業者」の死亡率比は1.16 (95%CI: 1.12–1.20), 「中学卒業者」の死亡率比は1.36 (95%CI: 1.30–1.41)であった。女性において「大学以上卒業者」と比較した「高校卒業者」の死亡率比は1.23 (95%CI: 1.11–1.36), 「中学卒業者」の死亡率比は1.46 (95%CI: 1.32–1.59)であった。また「中学卒業者」と「高校卒業者」を統合した分析では、「大学以上卒業者」と比較した「中学・高校卒業者」の死亡率比は男性で1.21 (95%CI: 1.17–1.26), 女性で1.29 (95%CI: 1.17–1.41)であった。これらの結果(教育歴「不詳」を除いた分析)は全国の死因別教育歴別死亡率を報告した先行研究と同じ死亡率データベースを元に算出されており、結果が一致している¹²⁾。

3. 都道府県・広域ごとにみた教育歴別死亡率・比の推定

図2に都道府県別にみた教育歴「不詳」の多重補完分析による教育歴別年齢調整死亡率(全死因)および95%CIを示す。男女とも図の右側に行くほど『(A) 全人口』の年齢調整死亡率がより高かった都道府県を示す。男性ではすべての都道府県において「中学・高校卒業者」の年齢調整死亡率(全死因)が「大学以上卒業者」の年齢調整死亡率(全死因)

表1 人口割合と教育歴別年齢調整死亡率および死亡率比（30-79歳：全死因）

	(A) 全人口		重み付け前		(B) 重み付けサンプル人口		重み付け後		死亡率比	
	人口	割合 (%)	サンプル数	割合 (%)	割合 (%)	年齢調整死亡率 (人口10万人/年)	95% 信頼区間	死亡率比 (年齢調整済み)	95% 信頼区間	
男性										
合計 (30-79歳)	39,714,508		3,992,202			1,200	(1,194-1,206)			
教育歴										
大学以上卒業者	12,974,487	32.7	999,982	25.0	33.2	1,025	(1,013-1,037)	Reference		
中学・高校卒業者						1,245	(1,238-1,253)	1.21	(1.17-1.26)	
高校卒業者	15,825,909	39.8	1,803,137	45.2	40.2	1,188	(1,179-1,197)	1.16	(1.12-1.20)	
中学卒業者	5,756,763	14.5	812,346	20.3	14.2	1,392	(1,377-1,406)	1.36	(1.30-1.41)	
不詳	5,157,349	13.0	376,737	9.4	12.4	1,296	(1,278-1,313)			
女性										
合計 (30-79歳)	41,270,868		3,992,249			625	(621-628)			
教育歴										
大学以上卒業者	11,980,610	30.2	932,893	23.4	29.3	496	(485-508)	Reference		
中学・高校卒業者						640	(636-645)	1.29	(1.17-1.41)	
高校卒業者	18,129,823	45.7	1,935,912	48.5	44.1	613	(607-618)	1.23	(1.11-1.36)	
中学卒業者	6,282,385	15.8	769,382	19.3	15.0	724	(713-735)	1.46	(1.32-1.59)	
不詳	4,878,050	12.3	354,062	8.9	11.6	653	(642-665)			

年齢調整は平成27年（2015年）モデル人口を使用

より高かった。女性では一部の県（例：兵庫県，大分県）において「大学以上卒業者」の年齢調整死亡率の点推定値が「中学・高校卒業者」の年齢調整死亡率より高かった。女性の死亡率は全体的に全人口死亡率に比べて過大推計となっており，解釈に注意が必要である。

図3に都道府県より広域でみた教育歴「不詳」の多重補完分析による教育歴別死亡率比（全死因）を示す。男性ではすべての地域で「中学・高校卒業者」の死亡率が有意に高い傾向にあり，「大学以上卒業者」と比較した「中学・高校卒業者」の死亡率比は北陸地方の1.31（95%CI：1.12-1.50）で最大で，東海地方の1.17（95%CI：1.04-1.30）で最小であった。男性では東日本と西日本に層別化した分析では教育歴による死亡率比の大きさに差は見られず，地域別にみても死亡率比のばらつきは小さかった。女性においても，すべての地域で「中学・高校卒業者」の死亡率が高い傾向にあったが，統計的に有意な差がみられたのは東北南部，南関東，北陸，東海，中国であった。女性では「大学以上卒業者」と比較した「中学・高校卒業者」の全死因死亡率比は北陸地方の1.50（95%CI：1.14-1.86）で最大で，京阪神の1.10（95%CI：0.66-1.55）で最小であった。女性の東日本と西日本に層別化した分析では西

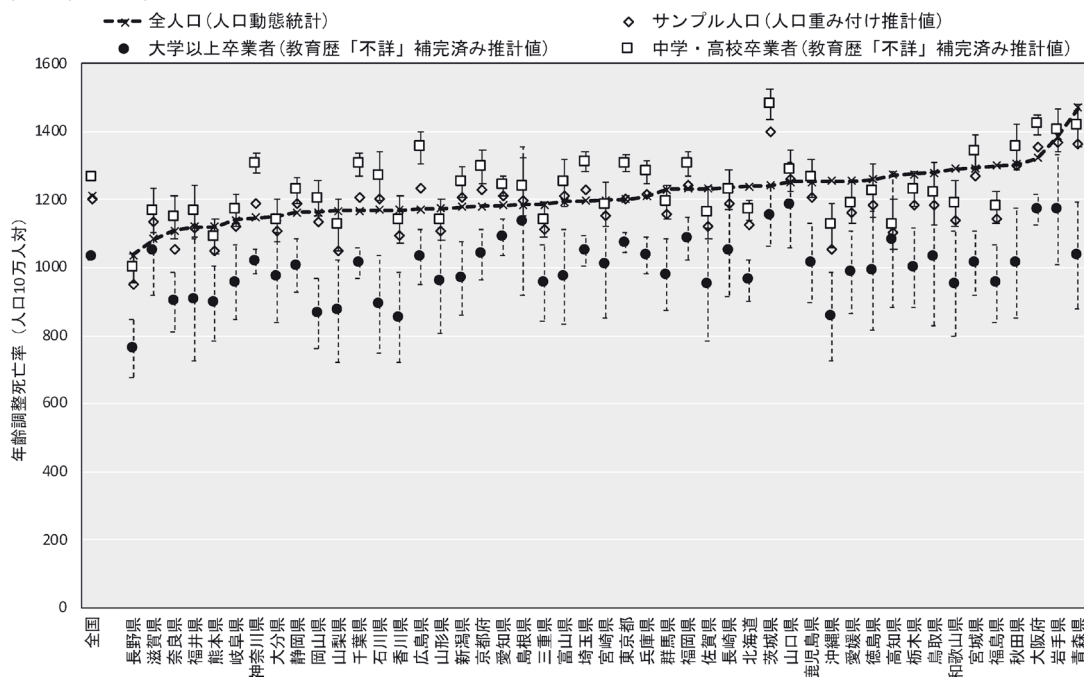
日本の方が教育歴による死亡率比の点推定値が小さい結果であったが95%CIは重なっており，教育歴による死亡率比の大きさに差はみられなかった。

IV 考 察

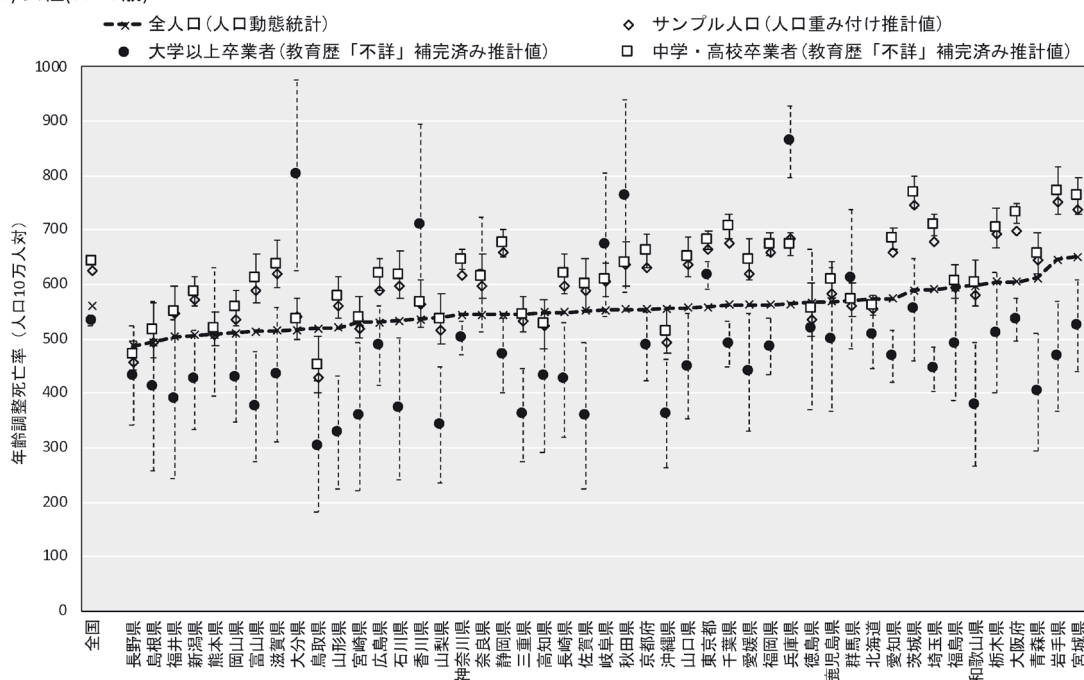
1. 本研究の強み

国勢調査と人口動態統計のリンケージ分析により，男性ではどの地域ごとにみても「中学・高校卒業者」は「大学以上卒業者」に比べて系統的に死亡率が高いことが示され，その地域差は小さいことが示唆された。一方で，女性では男性に比べて地域ごとにみると教育歴と死亡率の関連が男性ほど強固に一貫していない可能性が示唆された。したがって，教育歴に着目したわが国の相対的な死亡率格差に関して，男女差はあるものの地域差は小さいと示唆された。本研究の強みは既存の公的統計の活用方法を検討したことで，わが国での健康格差の包括的なモニタリング方法の可能性を模索しその傾向を考察したことである。また，国際的に健康格差アウトカムとして用いられる教育歴（学歴）と死亡率の関連をわが国の都道府県レベルで定量的に示したことは，健康格差の国際比較やその要因解明につながる記述疫学的な成果であると考えられる。

図2 都道府県別にみた教育歴別年齢調整死亡率(教育歴「不詳」補完済み)および95%信頼区間(全死因:30-79歳)
(A) 男性(30-79歳)



(B) 女性(30-79歳)



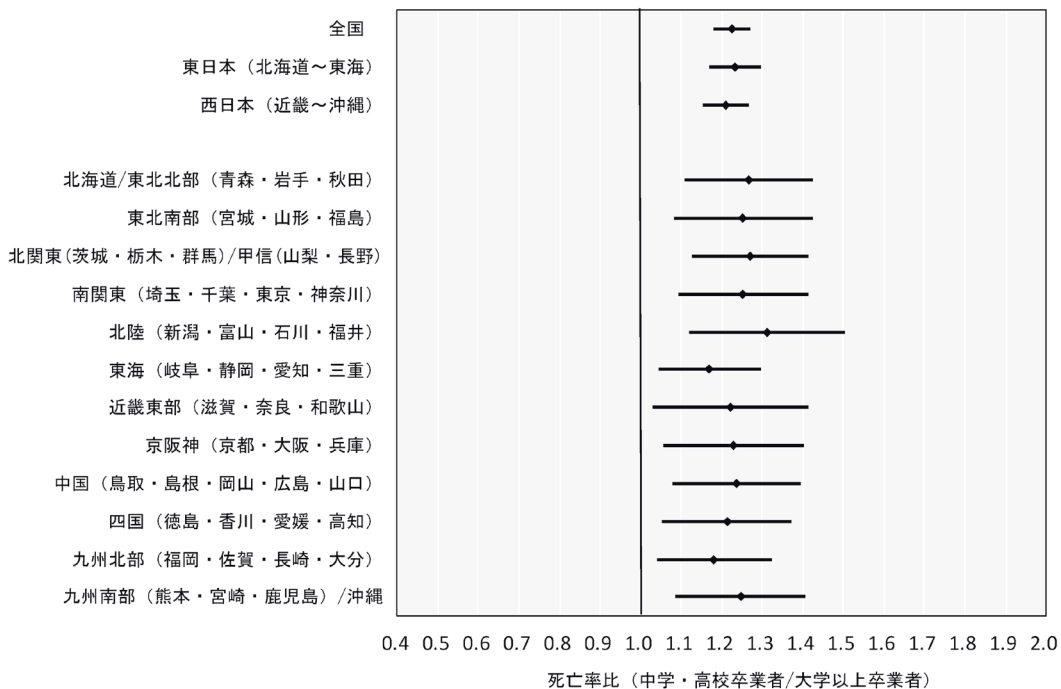
2. 教育歴と死亡率の関連

本研究では公的統計の活用によりわが国における教育歴と死亡率の差を定量化したが、システムティックレビューによると教育歴と死亡率の関連に焦点をあてたわが国における疫学研究は14件である²⁰⁾。このうち最大規模の研究(1990年代の377,139人年, 6,628人の死亡を含んだ前向き追跡研究)では、「中学卒業者」は「大学以上卒業者」と

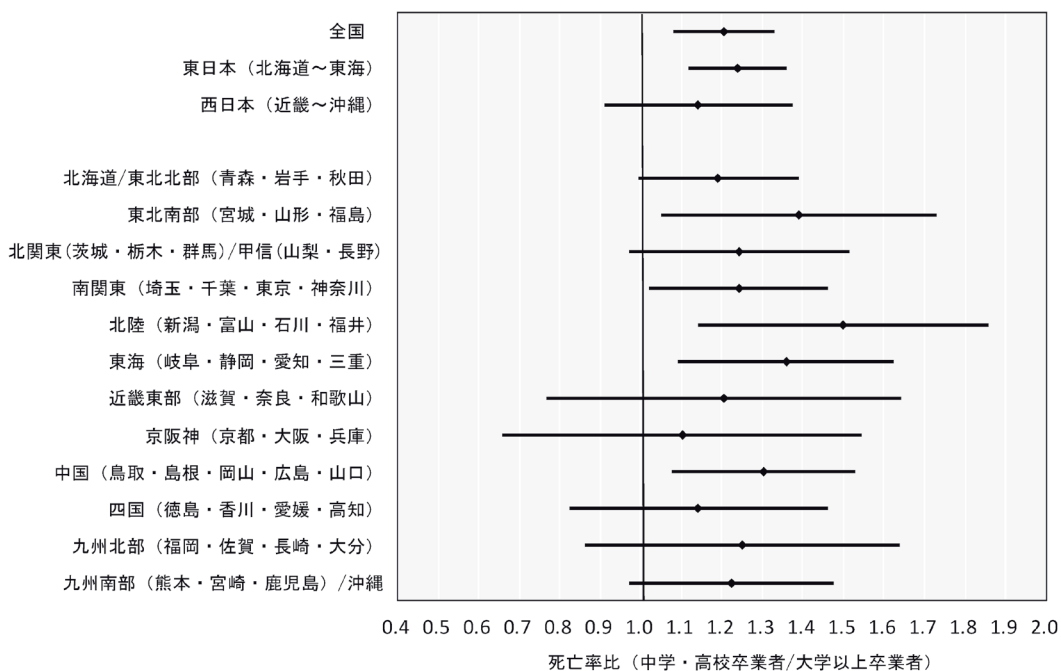
比べて男性では1.16倍, 女性では1.26倍, 全死因死亡率が高かったと報告されている(40-79歳, いずれも $P < 0.01$)²¹⁾。本研究では, 「中学卒業者」は「大学以上卒業者」と比べて男性では1.36倍, 女性では1.46倍, 全死因死亡率が高かったことと比べると先行研究では死亡率格差が小さいが, これは調査時期の違いに起因しているものかもしれない。2000年代から2010年代の教育歴による死亡率格差

図3 地域別にみた教育歴別死亡率比（教育歴「不詳」補完済み）および95%信頼区間（中学・高校卒業者/大学以上卒業者，全死因：30-79歳）

(A) 男性(30-79歳)



(B) 女性(30-79歳)



の変化を検討した2つの先行研究では、わが国で絶対的格差、相対的格差ともに拡大したと結論しており^{11,16)}、1990年代から2010年代にかけて「中学卒業者」は「大学以上卒業者」と比べて男女とも1.1倍程度から1.5倍程度の範囲で死亡リスク（死亡率比）が徐々に大きくなっていると示唆された。

教育歴によって死亡率が系統的に異なる（教育歴が短いほど死亡率が高いこと）のメカニズムは、より長く教育を受けることによる『(1) 高収入、安全な職業への就業（良好な医療アクセス、より経済的に安定した生活、社会環境に身を置く可能性の向上）』、『(2) 健康に関する意思決定を育むための永

統的な認知的、感情的スキル形成』、『(3) 思春期において犯罪、飲酒、性行動、有害な場での労働など心身に不健康な行動に時間を費やさなかったこと』が寄与していると指摘されている¹⁾。また、より学歴の高い配偶者や友人と知り合う機会の増加といったソーシャル・キャピタルの向上も関連している可能性がある¹⁾。本研究で定量化したわが国の教育歴と死亡率の関連は教育歴そのものが死亡率にもたらす直接的な影響を推計したものでなく、上記の複雑な要因が絡み合った結果を示している。また、幼少期の健康状態や家庭環境によって教育歴が形成される「逆因果」も含まれていることに留意すべきである。

本研究において教育歴（学歴）は卒業した教育機関のレベル（高等教育機関かどうか、もしくは教育を受けた期間の長さ）を指すもので、難関大学や土業の養成校など入学（試験）の難しさ（いわゆる学力試験の偏差値）や評判で定義される「学歴（学校歴）」を指すものではない。わが国において大学全入時代と言われて久しいが、2010年国勢調査の結果によると「短大・高専・大学・大学院」を卒業・修了しているのは全人口の34.7%（男女計）であり、「高校・旧制中学校」の卒業の46.5%に比べると少ないことに留意する必要がある¹³⁾。

3. 教育歴と死亡率の地域差

本研究では都道府県別にみた教育歴別年齢調整死亡率（全死因）を示した（図2）。死亡率は「中学・高校卒業者」>「全人口」>「大学以上卒業者」の順で都道府県ごとの全人口死亡率の勾配に従って、平行的な結果となると予測したが、男女とも都道府県ごとの全人口死亡率に対して推計値のばらつきが大きな結果となった。たとえば男性の青森県など複数の県ではサンプル人口の死亡率が全人口の死亡率より低く算出されており、この結果「中学・高校卒業者」の死亡率の推定値が全人口の死亡率より低くなっていた。反対に男性の茨城県の死亡率は全人口死亡率に比べて過大推計となっており、解釈に注意が必要である。これらのばらつきの要因は、都道府県間の死亡率格差の実際のばらつきが大きいこと（真値が大きくばらついている）よりも、本研究のリンケージ手法による偶然誤差が大きく寄与していると考えられる。本研究では詳細な死因別の死亡率推定と分析も当初の目的としていたが、図2に示した通り、全死因において都道府県ごとの教育歴別年齢調整死亡率はばらつきが大きく、詳細な死因別の検討までは至らなかった。都道府県レベルの詳細な分析のためにはより精度の高い死亡率データベースの構築が必要であると考えられる。

そこで本研究では偶然誤差を低減するために、複数の都道府県を統合し広域にみた教育歴別死亡率比を検討した（図3）。この結果、男性ではどの地域ごとにみても「中学・高校卒業者」は「大学以上卒業者」に比べて系統的に死亡率が高いことが示され、その地域差は小さいことが示唆された。また、東日本と西日本で比較した場合も男女とも死亡率格差の大きさに差はみられなかった。一方で、女性では男性に比べて信頼区間が広い結果となり、地域ごとにみると女性の「大学以上卒業者」層の社会的状況（所得や就業の有無など）が男性の「大学以上卒業者」層よりも多様であることなどが起因して、教育歴と死亡率の関連が男性ほど強固に一貫していない可能性が示唆された。地域別では、北陸地方で「大学以上卒業者」と比べた「中学・高校卒業者」の死亡率比が最も大きく、この傾向が男女とも一致していたことから今後の検討が必要である。

4. リンケージの検証（限界）

本研究ではリンケージの検証および限界について注意する必要がある。まず、国勢調査と人口動態統計のそれぞれでの情報の報告バイアスにより正しくリンケージされない可能性があり、これは死亡率推計の偶然誤差につながる。報告バイアス（例：誕生日の誤記、婚姻状況の誤記）は自記式調査の国勢調査においてより多く発生する可能性がある。また、本研究のリンケージ方法では、居住市区町村外への転居または婚姻状況の変更によりリンケージキーの変更が発生し、正しくリンケージされない要因となる。これは、リンケージされるべき人に死亡が正しくリンケージされないこと（死亡率の過小推計）と別のの人に死亡が誤ってリンケージされてしまうこと（死亡率の過大推計）の両方が発生するため、バイアスの方向が判別できない。女性においてサンプル人口の死亡率が全人口に比べて+11.4%になっており、男性に比べてこの差が大きいことが観察されたが、性差によるリンケージの系統的な誤差の要因を推測することは困難である。さらに国勢調査では男性で13.0%、女性で12.3%が教育歴「不詳」であると報告されている（表1）。「不詳」の年齢調整死亡率は男女とも「高校卒業者」と「中学卒業者」の間であり、欠損値補完を行った分析（図2, 図3）でも教育歴「不詳」を除いた分析（表1）と同様の結果を得られたことから、死亡率推定への影響は小さいと考えられる。

また、(1) リンケージキーの生成とサンプル人口の限定による死亡率の過大推計、(2) 地域的なサンプリングバイアス、(3) 大学以上卒業者での死亡率の過小推計の可能性（国勢調査の結果によると、よ

り高学歴の人の方が転居する確率が高い)の3点が死亡率格差の評価に影響すると考えられる^{11,12)}。1点目は、人口動態統計(死亡)より国勢調査(人口)の方がリンケージキーは重複する可能性が高いため、より多くの死亡が誤ってサンプル人口にリンケージされ、死亡率が過大推計となる可能性である。2点目は重み付けで対応したものの、人口の多い地域に住む人の特性が重み付けサンプル人口に十分に反映されず、死亡率推定の一般化可能性に影響している可能性がある。

政策的示唆の限界として、上述したように本研究では死因ごとの都道府県ごとの健康格差の検討までは至らなかった。本研究では全人口の9.9%をサンプル人口として含めたが、死因別の分析も含めたより詳細な都道府県ごとの健康格差の検討にはより多くのサンプル人口、または全数調査が必要であることを示唆したと考えられる。本研究では市区町村を住所識別情報として用いたが、近年の人口動態統計死亡票では詳細住所データが分析可能であり町丁・字、国勢調査基本単位区などより詳細な住所情報をリンケージキーとして用いることでサンプル人口を増加し、より精度の高いデータリンケージとなる可能性がある。

V 結 語

国勢調査と人口動態統計のリンケージ分析により、わが国において「中学・高校卒業者」は「大学以上卒業者」に比べて約1.2-1.3倍死亡率が高いことが男女それぞれで示された。それぞれの都道府県ごとにみても「中学・高校卒業者」は「大学以上卒業者」に比べて死亡率が高く、とくに男性でこの傾向が一貫していた。地域ごとにみると男女とも死亡率比のばらつきは小さい可能性が高いが、死因別の分析など都道府県レベルの詳細な分析のためにはより精度の高い死亡率データベースの構築が必要である。

本研究に関して開示すべきCOI状態はない。

本研究はJSPS 科研費21K21188(研究活動スタート支援)およびJSPS 科研費23K16341(若手研究)の助成を受けたものです。

(受付 2024. 6.25)
(採用 2024.10.11)
(J-STAGE 早期公開 2024.12.23)

文 献

1) Berkman LF, Kawachi I, Glymour MM. *Social Epidemiology*. New York: Oxford University Press. 2014; 17-62.

- 2) 厚生労働省. 健康日本21(第二次). https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kenkou_iryuu/kenkou/kenkounippon21.html (2024年6月10日アクセス可能).
- 3) Mackenbach JP, Stirbu I, Roskam AJ, et al. Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *N Engl J Med* 2008; 358: 2468-2481.
- 4) van Hedel K, Avendano M, Berkman LF, et al. The contribution of national disparities to international differences in mortality between the United States and 7 European countries. *Am J Public Health* 2015; 105: e112-119.
- 5) Korda RJ, Biddle N, Lynch J, et al. Education inequalities in adult all-cause mortality: first national data for Australia using linked census and mortality data. *Int J Epidemiol* 2020; 49: 511-518.
- 6) Kagamimori S, Gaina A, Nasermoaddeli A. Socioeconomic status and health in the Japanese population. *Soc Sci Med* 2009; 68: 2152-2160.
- 7) Organisation for Economic Co-operation and Development. *Health at a Glance 2019 OECD Indicators*. 2019. <https://doi.org/10.1787/4dd50c09-en> (2024年6月10日アクセス可能).
- 8) Tanaka H, Mackenbach JP, Kobayashi Y. Widening socioeconomic inequalities in smoking in Japan, 2001-2016. *J Epidemiol* 2021; 31: 369-377.
- 9) Tanaka H, Mackenbach JP, Kobayashi Y. Trends and socioeconomic inequalities in self-rated health in Japan, 1986-2016. *BMC Public Health* 2021; 21: 1811.
- 10) Tanaka H, Toyokawa S, Tamiya N, et al. Changes in mortality inequalities across occupations in Japan: a national register based study of absolute and relative measures, 1980-2010. *BMJ Open* 2017; 7: e015764.
- 11) Tanaka H, Mackenbach JP, Kobayashi Y. Estimation of socioeconomic inequalities in mortality in Japan using national census-linked longitudinal mortality data. *J Epidemiol* 2023; 33: 246-255.
- 12) Tanaka H, Katanoda K, Togawa K, et al. Educational inequalities in all-cause and cause-specific mortality in Japan: national census-linked mortality data for 2010-15. *Int J Epidemiol* 2024; 53: dyae031.
- 13) 総務省. 平成22年国勢調査. 2012. <https://www.stat.go.jp/data/kokusei/2010/> (2024年6月10日アクセス可能).
- 14) 厚生労働省. 人口動態調査. 2022. <https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/81-1.html> (2024年6月10日アクセス可能).
- 15) Blakely T, Salmond C. Probabilistic record linkage and a

- method to calculate the positive predictive value. *Int J Epidemiol* 2002; 1246–1252.
- 16) Kasajima M, Hashimoto H. Social policies and change in education-related disparities in mortality in Japan, 2000–2010. *SSM Popul Health* 2020; 12: 100692.
- 17) Tanaka H, Tanaka S, Togawa K, et al. Practical implications of the update to the 2015 Japan Standard Population: mortality archive from 1950 to 2020 in Japan. *J Epidemiol* 2023; 33: 372–380.
- 18) Rothman KJ, Greenland S, Lash TL. *Modern Epidemiology*. 3rd ed. Philadelphia: Lippincott Williams & Wilkins. 2008; 258–282.
- 19) Etzioni R, Mandel M, Gulati R. *ヘルスデータサイエンス：健康科学のための統計解析*. 東京：共立出版. 2023; 173–195.
- 20) Beck KC, Balaj M, Donadello L, et al. Educational inequalities in adult mortality: a systematic review and meta-analysis of the Asia Pacific region. *BMJ Open* 2022; 12: e059042.
- 21) Fujino Y, Tamakoshi A, Iso H, et al. A nationwide cohort study of educational background and major causes of death among the elderly population in Japan. *Prev Med* 2005; 40: 444–451.
-

Educational inequalities in mortality by prefectures in Japan: National census-linked mortality data, 2010–2015

Hirokazu TANAKA*, Kota KATANODA* and Yasuki KOBAYASHI^{2*}

Key words : health inequalities, education attainment, Population Census, Vital Statistics, data linkage, age-standardized mortality rate

Objectives To examine a comprehensive monitoring framework for health inequalities in Japan, this study aimed to quantify educational inequalities in mortality and its regional variations, which are widely used internationally as outcome measures of health inequalities.

Methods Individual data were obtained from the 2010 Population Census and Vital Statistics death records (2010–2015). We used the combination of “sex,” “birth month/year,” “municipality of residence,” “marital status,” and “age of spouse (married individuals only)” as a linkage key. Individuals with a unique “linkage key” were selected and included in the sample population. We included 7,984,451 Japanese individuals (3,992,202 men and 3,992,249 women) aged 30–79 years (9.9% of the total census population). Death records with a unique “linkage key” were linked to these records using the deterministic linkage method (five-year cumulative proportion of deaths; 5.6% for men and 2.5% for women). Inverse probability weights were calculated from the ratio of the total to sample population, using the distributions of sex, age, prefecture, educational attainment, and occupation. Weighted age-standardized mortality rates (ASMR) and ASMR ratios by educational level were calculated, and their variations by prefecture were analyzed.

Results Estimated all-cause ASMRs (per 100,000 population) for men were 1,025 (95% confidence interval [CI]; 1,013–1,037) for high education (university graduation) and 1,245 (95% CI; 1,238–1,253) for middle/low education (junior/senior high school graduation). The respective values for all-cause ASMRs in women were 496 (95% CI: 485–508) and 640 (95% CI: 636–645). Estimated all-cause ASMR ratios between low/middle and high education levels were 1.21 (95% CI; 1.17–1.26) for men and 1.29 (95% CI; 1.17–1.41) for women. The ASMRs were higher for middle/low education than for high education in each prefecture; this trend was particularly pronounced among men. Additionally, no systematic differences were observed, although geographical backgrounds were considered.

Conclusion Using the national census-linked mortality data, ASMR was approximately 1.2–1.3 times higher for “junior/senior high school graduates” than for “university and above graduates” in Japan. Although regional variations in the ASMR ratio were small, a more accurate mortality database must be constructed for further analysis in prefectures.

* Division of Population Data Science, National Cancer Center Institute for Cancer Control

^{2*} The University of Tokyo