

厚生労働科学研究費補助金

政策科学総合研究事業（統計情報総合研究）

健康格差対策に必要な公的統計のあり方に関する研究

平成27年度～平成28年度 総合研究報告書

研究代表者 伊藤 ゆり

平成29（2017）年 3月

目 次

I. 総合研究報告

健康格差対策に必要な公的統計のあり方に関する研究

伊藤ゆり・近藤尚己・中谷友樹

米島万有子・福井敬祐・安本晋也・田中宏和・中山富雄----- 1

(資料)

1. 地理的剥奪指標データセットの構築

中谷友樹・米島万有子----- 25

2. 市区町村別性年齢階級別人口の線形補間について

福井敬祐----- 35

3. 市区町村別地理的剥奪指標を用いた全死亡・主要死因別年齢調整死亡率の
社会経済格差の推移①

伊藤ゆり・近藤尚己・中谷友樹・米島万有子・福井敬祐----- 43

4. 市区町村別地理的剥奪指標を用いた全死亡・主要死因別年齢調整死亡率の
社会経済格差の推移②

伊藤ゆり・近藤尚己・中谷友樹・米島万有子・福井敬祐----- 79

5. 人口動態オンライン届出情報を使用した死亡リスクの小地域間格差

中谷友樹----- 113

6. Probabilistic linkage を用いた大規模公的統計データベースの活用に関する研究

福井敬祐・近藤尚己----- 123

7. 健康格差対策に向けた統計情報の高度活用に関する研究：

死亡率の変化に関連する都道府県レベルの要因解明のための分析手法の提案

福井敬祐・近藤尚己----- 131

8. がん進行度別罹患率における社会経済格差

伊藤ゆり・近藤尚己・中谷友樹・米島万有子・福井敬祐・中山富雄----- 139

II. 研究成果の刊行に関する一覧表

----- 153

健康格差対策に必要な公的統計のあり方に関する研究

研究代表者 伊藤 ゆり 大阪府立成人病センターがん予防情報センター 主任研究員

研究要旨

国民皆保険制度下の日本において、近年社会経済状況により死亡や疾病発症などの格差が生じ始めている。国民の経済格差が拡大する中、健康格差をモニタリングし、対策を講じる必要がある。本研究では現状で利用可能なデータを用いて健康格差指標の分析を行うとともに、現行の公的統計での限界や課題を抽出し、健康格差を測るために必要な公的統計のあり方について検討した。

①空間疫学的手法を用いた全死亡における社会経済格差

人口動態統計の二次利用申請を行い、1985～2014 年死亡分のデータを入手し、市区町村別地理的剥奪指標 (Areal Deprivation Index : ADI) を用いて、全死亡・主死因別の年齢調整死亡率を算出し、格差指標の年次推移の分析を行った。市区町村別の ADI の推定の詳細および市区町村合併に伴う人口の扱いなどについてまとめた。また、詳細住所を含む人口動態オンライン届出情報の資料を入手し、大阪府の 2014 年死亡データを用い、小地域 ADI に基づく社会経済指標による格差の分析を行った。

②主要死因ごとの職業・産業別死亡率の時系列分析の地域差

人口動態特殊統計は死亡時の職業・産業となっているため、正確な職業・産業別死亡率の分析が行えない。そこで、諸外国で使用している Probabilistic Record Linkage が我が国の国勢調査と人口動態統計のリンケージに適用可能かどうか調べたが、現状の二次利用で提供されるデータでは正確なリンケージが困難であることがわかった。現状利用可能な人口動態特殊報告データを用い、1985～2010 年 (国勢調査年のみ) における都道府県別の職業別年齢調整死亡率の経年変化を一般化推定方程式および変化係数モデルにより分析した。2000 年以降の管理職の死亡率は、各県の経済指標の変化を考慮しても増加し続けた。

③がんを事例とした社会経済格差およびその要因分析

大阪府がん登録資料を用い、小地域 ADI に基づくがん進行度別罹患率の格差とその時代変化を検討した。またがん患者の生存率における社会経済格差について空間疫学的分析を行い、診断時進行度の影響などを分析した。

①～③の分析を通して、現状の公的統計を用いて提示可能な健康格差指標のモニタリングを紹介した。小地域統計の整備により精度の高い格差指標が計測可能になりつつあるが、より詳細の要因分析を行う上では、複数の統計データベースを個別 ID でリンケージする必要があることが示唆された。

分担研究者

中谷 友樹 立命館大学 文学部 教授
近藤 尚己 東京大学大学院医学系研究科 准教授
研究協力者

米島万有子 熊本大学 文学部 准教授
安本 晋也 立命館大学衣笠総合研究機構 専門研究員
田中 宏和 東京大学大学院医学系研究科 大学院生
福井 敬祐 大阪府立成人病センターがん予防情報センター 研究員
中山 富雄 大阪府立成人病センターがん予防情報センター 課長

A. 研究目的

国民皆保険の体制下にあるわが国においても、収入や職業などの社会経済状況により、各種疾患の死亡率や生存率をはじめとした健康指標において、格差が生じていることが報告されている。このように健康格差の問題が顕在化する中、健康日本 21（第二次）の計画においては、「健康寿命の延伸と健康格差の縮小」が目標に掲げられたが、我が国の公的統計は健康格差のモニタリング体制は十分に整っていない。

健康格差対策を行うためには公的統計を用いた定期的な健康格差指標のモニタリングが必要である。現状で利用可能なデータを用いた健康格差指標の分析を通して、現行の公的統計での限界や課題を抽出し、健康格差を測るために必要な公的統計のあり方について提言することを目的とした。

本研究班においては以下の 3 つの課題について、取り組んだ。

1. 空間疫学的手法を用いた全死亡における社会経済格差
2. 主要死因ごとの職業・産業別死亡率の時系列分析の地域差
3. がんを事例とした社会経済格差およびその要因分析

B. 研究方法

1-1. 市区町村別社会経済指標を用いた全死亡および死因別死亡率の格差

二次利用申請により入手した人口動態調査資料に Nakaya らの市区町村別地理的剥奪指標（Areal Deprivation Index: ADI）¹ を付与し、ADI 別年齢調整死亡率の分析を行った。全死亡および主な死因（がん、心疾患、脳血管疾患、肺炎、不慮の事故、自殺）について分析を行った。

地理的剥奪指標（ADI）

ADI は数値が大きいほど地域の剥奪度が高い、つまり社会的に不利な経済状況にある人々の割合が高いという指標である。これを各地域の人口で重み付けし、5 分位に分けた（第 1 分位が最も剥奪度が低く裕福な地域、第 5 分位が最も剥奪度が高い地域）。本研究で用いた市区町村別 ADI の構築については資料 1 に詳細をまとめた。

市区町村別人口

市区町村別・性・年齢階級別人口は国勢調査（e-stat）より入手した。国勢調査年以外の年については、線形補完により内挿（2011~2014 年は外挿）した（資料 2）。市区町村合併の影響を除外するために、2010 年時点の市区町村を基本とした 1839 市区町村を共通で使用した。

統計解析

平成 27 年度は市区町村別人口と ADI と連結し、人口重み付き ADI を 5 分位および 100 分位でグループ化した。これを人口動態データに付与し、ADI 分位群別の全死亡および主要死因別年齢調整死亡率の分析を行った。また死亡率の社会経済指標による格差の指標としては絶対指標として格差勾配指数（Slope Index of Inequality: SII）お

よび相対指標として格差相対指数 (Relative Index of Inequality: RII※) を用いた²。トレンドの評価には Joinpoint regression model を用いた³。これらの手順および結果については資料 3 に記載した。

平成 28 年度は対象年齢を全年齢に広げて解析を行った。全死亡および主死因別死亡率の社会経済指標による格差は、絶対的な比較として、5 分位ごとに年齢調整死亡率を算出した。相対的な比較として、ポアソン回帰モデルにより年齢調整し、第 1 分位 (最も剥奪されていないグループ) を参照群として、第 2~5 分位の Relative Risk (RR) を推定した。さらに、第 5 分位と第 1 分位の絶対差をもとに全死亡の格差に占める各死因の格差の大きさを求めた。

市区町村の人口規模で重み付けした各市区町村の全国における相対的剥奪地位 (Socio-Economic Position) を用いて、相対的格差指標 (Relative Index of Inequalities: RII※) の経年変化も分析した。年齢層や都道府県単位でも分析を行った。(資料 4)

※資料 3 での RII は SII を平均値で除した格差相対指数で、資料 4 での RII は Kunst & Mackenbach の相対的格差指標である。

1-2. 人口動態オンライン届出情報を用いた死亡リスクの小地域間格差

人口動態調査のオンライン届出分の資料には詳細住所が含まれており、申請手順を経て入手した。最近 5 年分の資料を用いて、死亡時住所に地理情報 (緯度・経度) をコーディングし、町丁字の単位の地理的剥奪指標と関連づけ、小地域毎の SMR を分析し、視覚化した。また、小地域の ADI に基

づく死亡率の格差を計測した。分析には大阪府の 2014 年死亡データを用いた。(資料 5)

2. 主要死因ごとの職業・産業別死亡率の時系列分析の地域差

平成 27 年度は本研究課題を実施する上で、留意が必要な点として、人口動態特殊統計は死亡時の職業・産業となっている点が挙げられる。そこで、より正確な職業・産業別死亡率の分析を行うために、諸外国において用いられている Probabilistic Record Linkage の手法が我が国の国勢調査データと人口動態統計データのリンケージに適用可能かどうか調べた。(資料 6)

平成 28 年度は人口動態特殊報告の資料を二次利用申請により入手し、1985-2010 年 (5 年おき) の職業・産業別死亡率の経年変化を都道府県別に分析し、その特徴を抽出した。

一般化推定方程式 (Generalised Estimating Equation) により、職業別死亡率の推移を分析した。Wada らの報告と同様に、職業を管理職・専門職・その他に分類し、その他を参照として管理職・専門職の死亡リスクの推移を都道府県別に分析した。

また、都道府県別の職業別死亡リスクの経時変化が都道府県別の経済指標と関連しているかについても検討した。経済指標は景気の動向を反映する有効求人倍率と失業率を用いた。分析には変化係数モデルを用いて、経済指標および職業リスクの変化を抽出した。詳細は資料 7 に記載した。

3. がんを事例とした社会経済格差およびその要因分析

平成 27 年度は大阪府がん登録資料より、1993-2004 年に診断された胃・大腸・肺・乳房・子宮頸・前立腺がんの患者データを用い、小地域（町字単位）ADI を人口重み付き 5 分位でグループ化し、がん進行度別罹患率の社会経済格差についての時系列分析を行った。

がん罹患率は検診受診等の予防行動に影響を受けるため（検診受診率の高い地域の罹患率が高い）、診断時の進行度別（早期がん：上皮内+限局/進行がん：領域+遠隔転移）の年齢調整罹患率を ADI ごとに算出した。部位・性別・診断時期別に、分散重み付き最小二乗法により ADI と進行度別罹患率の関連を分析し、ADI 第 5 分位地域と第 1 分位地域の罹患率差を推定した。（資料 8）

平成 28 年度はがんの生存率における社会経済指標による格差の要因を検討するために、診断時の進行度などの情報を含めたがん過剰死亡ハザードモデルの空間的階層ベイズモデルによる分析を行った。大阪府がん登録資料より、1993-2004 年に診断された胃・大腸・肺・乳がんの患者データに小地域（町字単位）ADI を付与し、診断時進行度や年齢をモデルに含めた。空間的階層ベイズモデルにより、小地域ごとの過剰死亡ハザード比を推定し、死亡リスクの高い地域を特定するとともに、ADI5 分位のがん過剰死亡に与える影響の大きさを検討した。その際、診断時進行度の影響についても分析した。

（倫理面への配慮）

本研究は、既存の厚生労働統計や地域がん登録資料を用いた記述疫学研究であり、本人同意取得の原則は適用されないが、職

業・産業・市区町村コードを含む人口動態統計の分析においては、詳細の集計により、個人が同定されないよう注意を払う必要がある。また、地域がん登録資料と国勢調査の小地域統計をもとにした社会経済因子の突合に際しては、詳細住所を用いるため、スタンドアローン環境の PC において作業を行い、突合後のデータは個人同定が不可能な状態に変換する。

平成 27 年度に二次利用申請をして入手した人口動態統計資料の一部には詳細住所情報が含まれているため、本データを利用する可能性のある研究者の所属機関における倫理審査委員会に申請を行い、承認を得た（研究代表者および分担研究者の所属機関において承認済）。

結果の公表に際しては、個人が同定されないように留意する。

C. 研究結果

1-1. 市区町村別社会経済指標を用いた全死亡および死因別死亡率の格差

平成 27 年度は 1995-2014 年の人口動態統計を用いて、市区町村別 ADI5 分位別に 0-84 歳の年齢調整全死亡率の推移を 5 年ごとに示した（図 1）。男女とも ADI が高いほど（社会経済指標が低いほど）死亡率が高かった。全死亡における年齢調整死亡率の格差勾配指数（SII）は男性では 2000-2004 年で最大の人口 10 万対 102.5（95% CI: 100.5-104.5）であった。女性では、2010-2014 年における SII が最大で 30.2（95% CI: 29.1-31.3）であり、男性よりも絶対格差は小さかった（図 2）。格差相対指数 RII でみると、男女ともやや拡大傾向にあった（図 3）。主要死因別にみた SII では男性では、がんが最も格差が大きかった。男

女とも、2011年の東日本大震災の影響で震災被害地域が第5分位に多く含まれていたため、2010-2014年の不慮の事故による死亡で格差勾配指数、格差相対指数ともに大きくなった(図4、図5)。

平成28年度は年齢対象を全年齢に広げ、5分位の解析に加え、SEPによる分析を追加した。全死亡におけるADI第5分位の年齢調整死亡率および死亡相対リスクは剥奪の程度が高い群ほど高くなっていた(図6)。男性よりも女性の方が相対的な格差は小さかった。第5分位と第1分位の年齢調整死亡率の絶対格差を用いて、全死亡の絶対格差に占める各死因死亡の絶対格差の大きさを示した(図7-1)。男女ともがんの占める割合が高かった。2008-2014年では東日本大震災の影響で震災被害地域の多くが第5分位に含まれていたため、不慮の事故の占める割合が高かった。不慮の事故は東日本大震災の影響で、第5分位に震災被害地域を多く含むため、その影響を除外したものも示した(図7-2)。

主要死因別死亡率の相対的格差指標(RII)の大きさとそれが全期間を通じて拡大したのか減少したのかを示した(図8)。男女とも自殺のRIIが最も大きかったが、経年的に減少傾向にあった。次いで、不慮の事故のRIIが大きく、増加傾向にあった。全死亡を含む自殺以外の死因では、相対的格差指標は拡大傾向であることが示唆された。女性の肺炎や脳血管疾患では有意な相対的格差指標が見られなかった。

1-2. 人口動態オンライン届出情報を用いた死亡リスクの小地域間格差

H26(2014年)のオンライン届出死亡とH27(2015年)の国勢調査小地域統計をあわ

せて、町丁字等単位の総死亡SMRを計算した。ただし、2つの調査資料間の年次のずれや、オンライン届出の報告の遅れを考慮していない。図9は、町丁字等別の全死因SMRを空間平滑化処理した結果を男女別に示したものである。総死亡のSMRの分布は、男性の場合には明瞭であり、早期診断割合や生存率のようながん疫学指標でこれまで確認されてきた分布^{1,4}と同様に、都心のインナーシティ的地域と一部の周辺農村部でリスクが高い(SMR値が高い)。女性のSMR分布は、男性のそれと正の相関関係は認められるものの、分布傾向は男性に比べるとやや不明瞭である。

図10に、ADI10分位別SMRを示した。ここで分位数の値が大きいほど、居住地域の剥奪水準(貧困度)が高いことを意味する。両性において剥奪水準が高いほど、SMRが上昇する傾向が明瞭であるが、とりわけその傾きは男性で大きい。

2. 主要死因ごとの職業・産業別死亡率の時系列分析の地域差

Probabilistic Linkageの適用可能性

現状の国勢調査および人口動態統計における二次利用データにおいて、リンケージが可能かどうかについて、諸外国で用いられているProbabilistic Record Linkageの手法についてまとめた。Probabilistic record linkageにおいては、リンケージを行うデータベース間での共通のマッチング変数が重要となるが、本研究で想定している国勢調査および人口動態統計の二次利用データで入手可能な変数では、あまり正確にリンケージできない可能性が示唆された。

人口動態特殊報告データによる分析

都道府県別に職業別死亡率の経年変化を

みると、全国の結果と同様に 2000 年以降の管理職における死亡リスクが全死亡およびがん、自殺において上昇していた。しかし、その傾向は都道府県ごとにばらついていた（図 11）。

都道府県別の経済指標の経年変化の影響を考慮するために、変化係数モデルを適用した。変化係数モデルによって推定された係数を基に求めた各独立変数の相対死亡リスク $\exp\{\beta_s(t)\}$ ($s = 1, \dots, 4$) の経時変化を図示した（図 12、13）。管理職の死亡リスクは、経済指標の変化を調整しても増加し続けた（図 12）。一方、職業別死亡リスクの影響を調整した上で、失業率の自殺リスクの影響はバブル崩壊後大きくなっていった（図 13）。

3. がんを事例とした社会経済格差およびその要因分析

がんの進行度別罹患率における格差

がんの進行度別罹患率の格差の推移の検討では、分散重み付き最小二乗法により推定された ADI 第 1 分位 (Q1) と第 5 分位 (Q5) における進行度別罹患率の絶対格差 (Q5-Q1) について性別、部位別に示した（図 14、図 15）。

前立腺がん以外の全ての部位で、進行がんの罹患率は ADI の高い地域ほど高かった。女性では子宮頸がんにおいて、ADI の高い地域の罹患率が高かった。格差の縮小が最も大きかったのは、男性の胃・大腸の進行がんであったが、この傾向は女性ではみられなかった。

がんの生存率における格差

大腸がんの生存率における社会経済格差をがんの過剰死亡ハザードモデルの空間的階層ベイズのアプローチにより、小地域に

おけるがんの過剰死亡リスクを推定した（図 16）。剥奪されている地域ほど、がんの過剰死亡リスクが高い傾向にあることが地図からもわかる。過剰死亡ハザードモデルにより、進行度を含めないモデル (Model 1) と含めたモデル (Model 2) での、ADI の過剰死亡ハザード比 (Excess Hazard Ratio : EHR) は、進行度を含めた場合に小さくなった（図 17）。進行度別のモデルでは男性で限局のとき剥奪されている群における EHR が高くなった。

D. 考察

1-1. 市区町村別社会経済指標を用いた全死亡および死因別死亡率の格差

市区町村別 ADI およびそれに基づく SEP により、全死亡・主死因別死亡率の社会経済指標による格差の推移について分析した。市区町村という比較的大きな人口規模を単位としていたが、日本全体でみた場合、絶対指標でも相対指標でもほとんどの死因の死亡率において格差が見られた。絶対指標でみた場合には全死亡の格差に占めるがん死亡の格差が最も大きく、相対指標でみた場合には、自殺が最も大きい格差を示した。死因別に格差の大きさを経年評価することは、健康格差対策を実践する上で必要である。死亡をアウトカムとした長期間の健康格差指標をモニタリングする際には本研究で示した方法によるアプローチは有用であることが示唆された。

今回の検討にはまだいくつかの問題点が残っている。ICD の変更に伴う死因変更を補正する手法を適用していない⁵。心疾患の経年変化の解釈には注意が必要である。また、時系列での分析を行うために、2010 年時点の市区町村を基本とした 1839 の市区

町村に合併している。人口規模がかなり大きい地域もあるため、格差の過小評価につながっている可能性がある⁶。また、使用した ADI は国勢調査年ごとに推定されたものを使用しているが、ADI を推定する式は 2000 年前半の社会調査データ (JGSS) に基づくものである。経年変化を見る上では、共通の ADI を通年で使用する方がよい可能性もあり、ADI の時代変化に対する検討がさらに必要である。

1-2. 人口動態オンライン届出情報を用いた死亡リスクの小地域間格差

オンライン届出死亡のカバー率は、年次で見れば 2012 年以降であれば全国で 9 割を超える。カバー率は改善の方向に向かっており、近未来的にオンライン届出情報によって、ほぼすべての死亡が把握できるようになるものと思われる。ただし現時点では、オンライン届出死亡のカバー率には、無視できない地域差がある。都道府県間の違いのみならず、郡部でカバー率が低いといった地域差も認められる。

人口動態統計のオンライン届出情報を国勢調査の小地域統計とあわせることで、これまでになく詳細な死亡率の地域差を推定できる。これによって、例えば以下のような作業が今後、可能になると考えられる。

- a. 死因別や年齢階層別にみた詳細な死亡率の地域差・集積性の検討
- b. ADI のような指標とあわせて死亡率の社会格差のモニタリング
- c. ADI や社会地区類型別に集計した生命表を作成し、これを利用したがんの **net survival** の計算

ただし、小地域であるために、期待死亡数も観測される死亡件数も各単位において

小さな数字であり、統計のわずかな違いが結果に大きな影響を及ぼす。そのため、死亡リスク分布の推定には階層ベイズ法などの **small number problem** に対処する空間統計学的技法の利用が不可欠である (中谷, 2014)。

同時に、SMR を計算するための人口統計についても、精密な取り扱いが求められる。とくに国勢調査における秘匿合併処理 (人口の少ない小地域の統計情報を、別の小地域の情報と合併して表章する) への対処は不可欠である。

2. 主要死因ごとの職業・産業別死亡率の時系列分析の地域差

Probabilistic Linkage の適用可能性

人口動態統計および国勢調査の二次利用データにおいて氏名や生年月日などの利用が困難である我が国の現状において、**Probabilistic Record Linkage** によるリンケージデータの精度が低い可能性がある。将来的には、北欧諸国や英国、米国のように、個人識別番号の整備を経て、各種公的統計のリンケージを公的機関が行い、個人識別可能な情報を削除した匿名化データを利用者に提供する仕組みなどを検討していく必要がある。

人口動態特殊報告データによる分析

日本全体のデータで分析した Wada らの先行研究と同様、都道府県別にみても、管理職の死亡リスクが 2000 年以降上昇する結果が見られた。専門職においては 2000 年の死因別死亡と景気動向の関係性が最も強いことが統計的に示された。このことは、先行研究において示唆されたマクロ経済状況の悪化と専門職の死亡リスクの上昇との関連を支持する新しいエビデンスである。

失業率や有効求人倍率といった変数に着目すると、全ての死因においていずれかの変数との関連が観察された。特に景気後退局面であった 1990 年代における死亡リスクのピーク集中は、景気動向が就業者の死亡に与える影響を統計的に裏付けるものとなった。

都道府県別の死亡率データを用いることにより死亡率の推移との関連の精度が下がることについては導出された変化係数が統計的に有意性であり、先行研究が示唆した関連性とも整合的であることから、推定精度、予測妥当性の観点から問題ないと考えられた。

また、変化係数モデルを使うことでより前提条件の少ないフレキシブルな解析が可能となった。計算機への負担や回帰分析の収束条件上の問題も特に観察されず、結果も既存の研究結果から大きく介するものではないことから、十分応用可能であることが示された。

3. がんを事例とした社会経済格差およびその要因分析

がんの進行度別罹患率における格差

進行度別がん罹患率の社会経済格差において、特に進行がんの罹患率の格差には、喫煙やハイリスクな性行動など、がん発症のリスクとなりうる行動の違いやがん検診の受診率の違いなどが影響していると考えられる。男性において観測された早期がんにおける罹患率の逆方向の格差に関しては、企業などの検診提供体制の違いなどに起因する可能性がある。がんのリスク要因や検診受診率などの情報と合わせ、要因を分析しておく必要がある。

がんの生存率における格差

大腸がんの生存率における社会経済格差は、進行度により調整をすると減弱したため、ある一定程度は診断時進行度の違い、つまり早期診断の遅れにより説明できる。しかし、進行度による調整後であっても、格差が生じていたことと進行度別で限局患者において格差が生じていたことにより、早期診断の違いでは説明できない要因が残されていることがわかった。例えば、治療へのアクセスや治療内容の違いなどが考えられる。患者の受診医療機関の情報や、居住地から医療機関までの距離を検討したり、診療情報から治療内容（使用薬剤や費用など）を確認したりする必要がある。そのような分析は今後がん登録資料と DPC やレセプト情報とをリンケージすることで可能になる。

全体を通して

本研究は、現状で利用可能なデータにより健康格差のモニタリングをし、視覚化した。国および都道府県において取り組む健康日本 21 をはじめとした各種健康施策における基本的資料として活用されることが期待される。一方、今回使用したデータの地理的な単位は諸外国において健康格差計測で使用されているものに比べると非常に大きなものであり、格差の過小評価につながっている可能性がある。本研究班の中谷の分担研究により示されたよう、今後、人口動態統計のオンライン届出の情報を用いれば、より小さな地域に基づく地理的剥奪指標を用いた健康格差の計測が可能となっていくであろう。しかしながら、データハンドリングの困難性などを鑑みると、Routine でモニタリングを行うためにはさらなる統計情報の体制整備が必要である。

各死因別死亡率における格差縮小に向けてのアクションを考える上では、格差のトレンドおよびその要因を詳細に分析する必要がある。そのためには、各疾患のリスク要因の Prevalence や検診受診状況、治療内容や医療へのアクセスなどとの関連を検討する必要がある。日本では、リスク要因や検診受診に関しては国民健康・栄養調査や国民生活基礎調査があり、医療に関しては DPC やレセプトデータなどが活用可能なデータベースといえる。しかし、国民健康・栄養調査や国民生活基礎調査がモニタリング可能な最小地域は都道府県単位であり、今回のような検討に用いることができない。DPC やレセプト情報の活用は、治療に関するプロセス指標であるため、人口動態統計やがん登録資料のようなアウトカム情報との連結が必要である。現時点では、提供可能なレセプト情報・特定健診等情報データベース (NDB) 二次医療圏が最小単位である。また、いくつかの国では既にリスク要因の Sampling survey や検診データベース、レセプト情報のデータベースはがん登録や人口動態統計と個人 ID により連結されて使用されている。わが国においても、公的統計データに基づく健康格差指標のモニタリングおよび要因分析に取り組む上では、個人 ID に基づく連結が可能となる体制整備を行う必要がある。

E. 結論

人口動態統計および地域がん登録資料を用いて、現状で分析可能な全死亡・主死因別死亡率およびがん生存率・罹患率における社会経済格差のモニタリングを行った。現状の統計資料を用いても、健康格差指標の経時モニタリングはある程度の精度で可

能であることがわかったが、詳細の要因分析を行い格差解消に向けたアクションを起こすためには、各種データベースを個人 ID に基づく連結が可能となる体制整備を行う必要がある。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

Ito Y, Nakaya T, Ioka A et al. Investigation of Spatial Clustering of Biliary Tract Cancer Incidence in Osaka, Japan: Neighborhood Effect of a Printing Factory. *J Epidemiol* 2016; 26: 459-463.

Kinoshita F, Ito Y, Nakayama T. Trends in lung cancer incidence rates by histological type in 1975-2008: a population-based study in Osaka, Japan. *J Epidemiol.* 2016, 26: 579-586

伊藤ゆり, 中山富雄. 肺がん生存率. 国際比較. *肺癌* 2015. 55; 266-272

中谷友樹, 埴淵知哉. 健康の社会格差と地域格差. *地理*. 2016. 61(1)51-57

中谷友樹, 埴淵知哉. 健康リスクの地域較差と居住地域の貧困. *貧困研究*. 2016. 16: 5-16

2. 学会発表

伊藤ゆり, 中谷友樹, 近藤尚己, 福井敬祐, 中田佳世, 井岡亜希子, et al. 大阪府におけるがん進行度別罹患率の社会経済格差: 1993-2004年における格差の変化. 第74回日本公衆衛生学会総会. 長崎; 2015.

P0802-10. Poster

Ito Y, Nakaya T, Kondo N, Fukui K, Nakaya K, Ioka A, et al. SOCIO-ECONOMIC DIFFERENCES IN STAGE-SPECIFIC CANCER INCIDENCE IN OSAKA, JAPAN: 1993-2004. Mumbai, India; 2015. Oral

Ito Y, Nakayama T, Fukui K, Nakaya T, Yonejima M, Yasumoto S, Kondo N, Rachet B: Areal-level socioeconomic inequalities in cancer death using nationwide vital statistics, Japan, 2005-2014. 第 75 回日本癌学会学術総会: 6-8 Oct. 2016; 横浜; 2016: [Poster].

Ito Y, Fukui K, Nakaya T, Yonejima M, Yasumoto S, Kondo N, Nakayama T: Trends in areal socio-economic inequalities of cancer mortality in Japan, based on national vital statistics from 2006 to 2014. UICC, World Cancer Congress: 31 Oct. - 3 Nov. 2016; Paris, France; 2016: EPP48-18 [e-Poster].

Ito Y, Fukui K, Yonejima M, Kondo N, Nakaya T: Trends in areal socio-economic inequalities of mortality of all and main causes of death in Japan: 1995-2014. Society of Epidemiologic Association 49th Annual Meeting: 21-24 Jun. 2016; Miami, US; 2016: [Poster].

中谷友樹(2016): 健康な街と不健康な街: 居住地域スケールの健康格差. 京都大学財政学研究会シンポジウム「健康と主観的厚生」の地域差ー地域・まちづくりの展望ー」 京都大学吉田キャンパス, (4th Dec 2016)

中谷友樹, 伊藤ゆり, 福井敬祐, 中山富雄. 空間的階層ベイズモデルを用いたがん生存率の地理的格差の解析. 第 27 回日本疫学会学術総会. 甲府. 2017.1.27. [口頭]

福井敬祐, 伊藤ゆり, 中谷友樹, 近藤尚己. 職業別死亡率の経時分析による県間比較. 第 27 回日本疫学会学術総会. 甲府. 2017.1.27. [口頭]

H. 知的財産権の出願・登録状況 (予定を含む)

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

引用文献

1. Nakaya T, Honjo K, Hanibuchi T, Ikeda A, Iso H, Inoue M, et al. Associations of all-cause mortality with census-based neighbourhood deprivation and population density in Japan: a multilevel survival analysis. PLoS One. 2014;9:e97802. (in eng).
2. Harper S, Lynch J. Selected Comparisons of Measures of Health Disparities: A Review Using Databases Relevant to Healthy People 2010 Cancer-Related Objectives. Bethesda, MD, National Cancer Institute. ; 2007.
3. Statistical Research and Applications Branch, National Cancer Institute. Joinpoint Regression Program, Ver. 4.2.0.2. 3.3 ed; 2015.
4. Ito Y, Nakaya T, Nakayama T, Miyashiro

- I, Ioka A, Tsukuma H, et al. Socioeconomic inequalities in cancer survival: A population-based study of adult patients diagnosed in Osaka, Japan, during the period 1993-2004. *Acta Oncol.* 2014;53:1423-33. (in eng).
5. Naghavi M, Makela S, Foreman K, O'Brien J, Pourmalek F, Lozano R. Algorithms for enhancing public health utility of national causes-of-death data. *Population Health Metrics.* 2010;8:9.
6. Woods LM, Rachet B, Coleman MP. Choice of geographic unit influences socioeconomic inequalities in breast cancer survival. *Br J Cancer.* 2005;92:1279-82. (in eng).

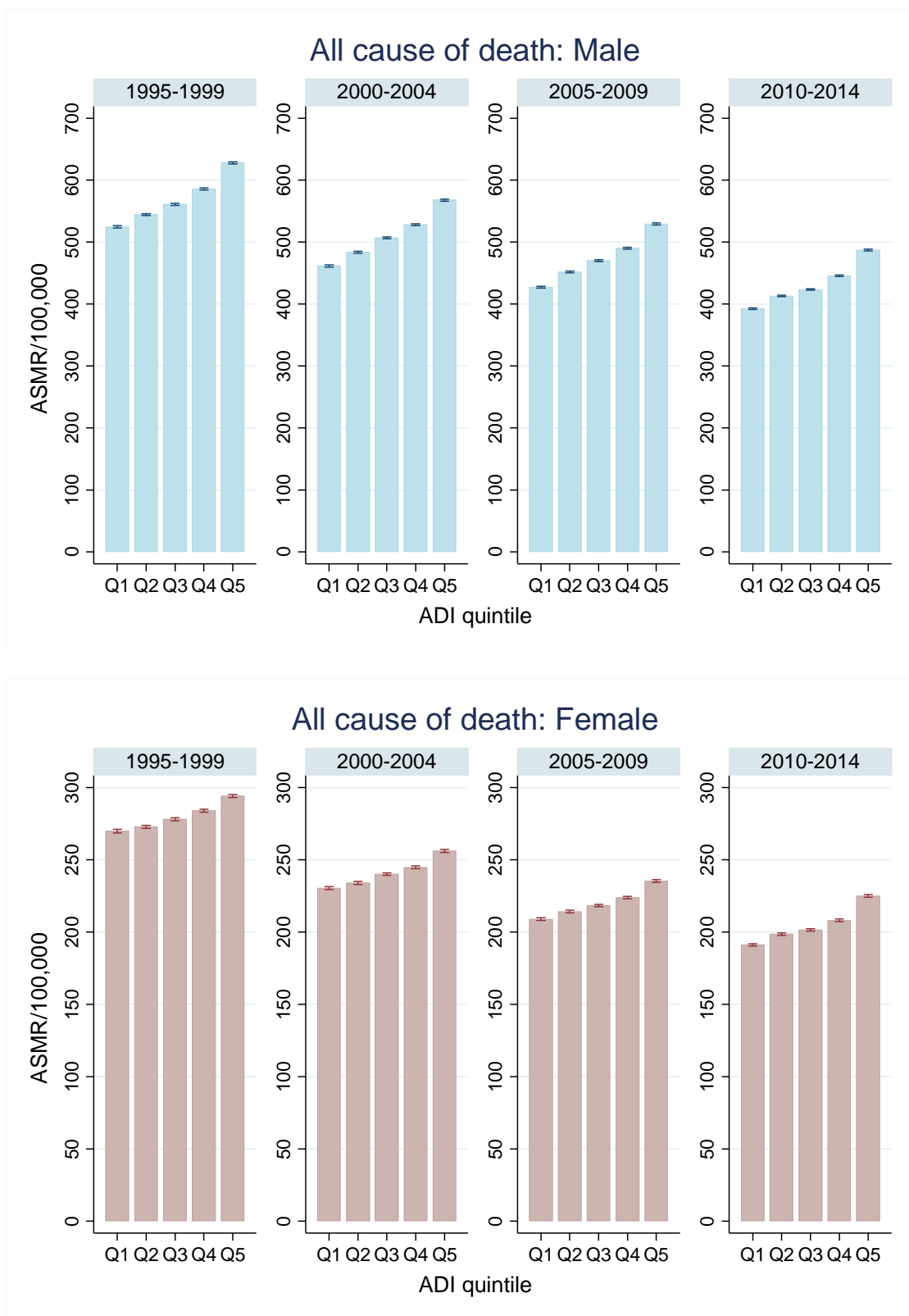


図1. 市区町村別 ADI5 分位ごとの年齢調整死亡率(0-84 歳)の推移:全死亡, 上・男性, 下・女性

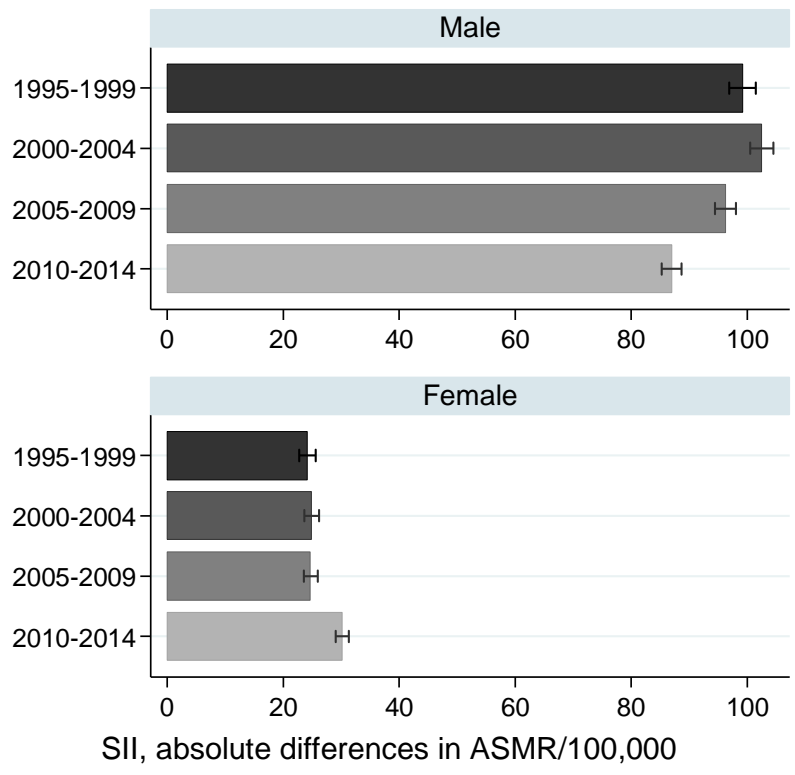


図 2. 全死亡における年齢調整死亡率の格差勾配指数 (Slope Index of Inequalities: SII) : Q5 の年齢調整死亡率と Q1 の年齢調整死亡率の差

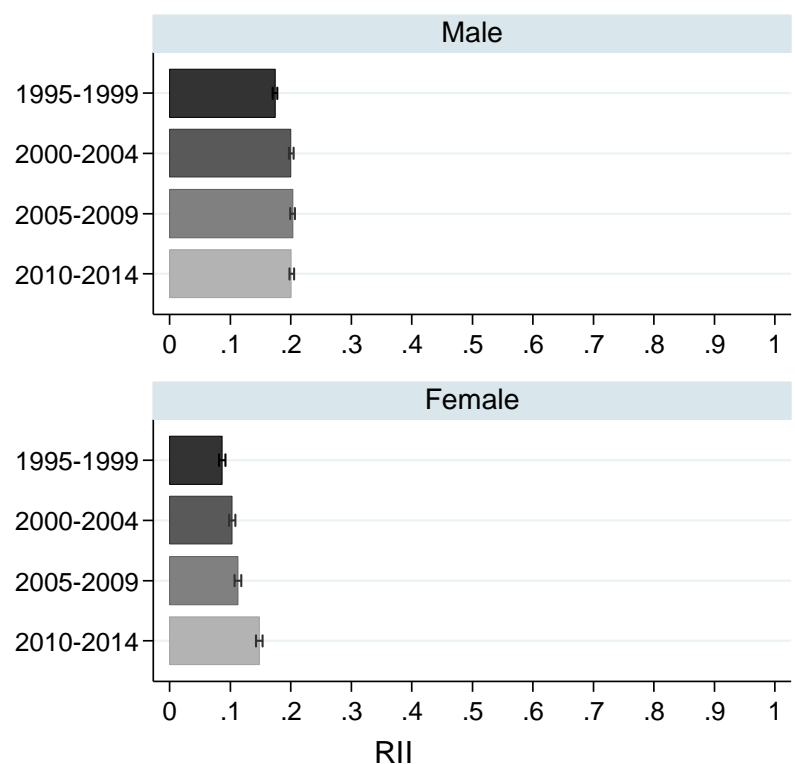


図 3. 全死亡における年齢調整死亡率の格差相対指数 (Relative Index of Inequalities: RII) : SII を Q1-Q5 全体の年齢調整死亡率で除したもの

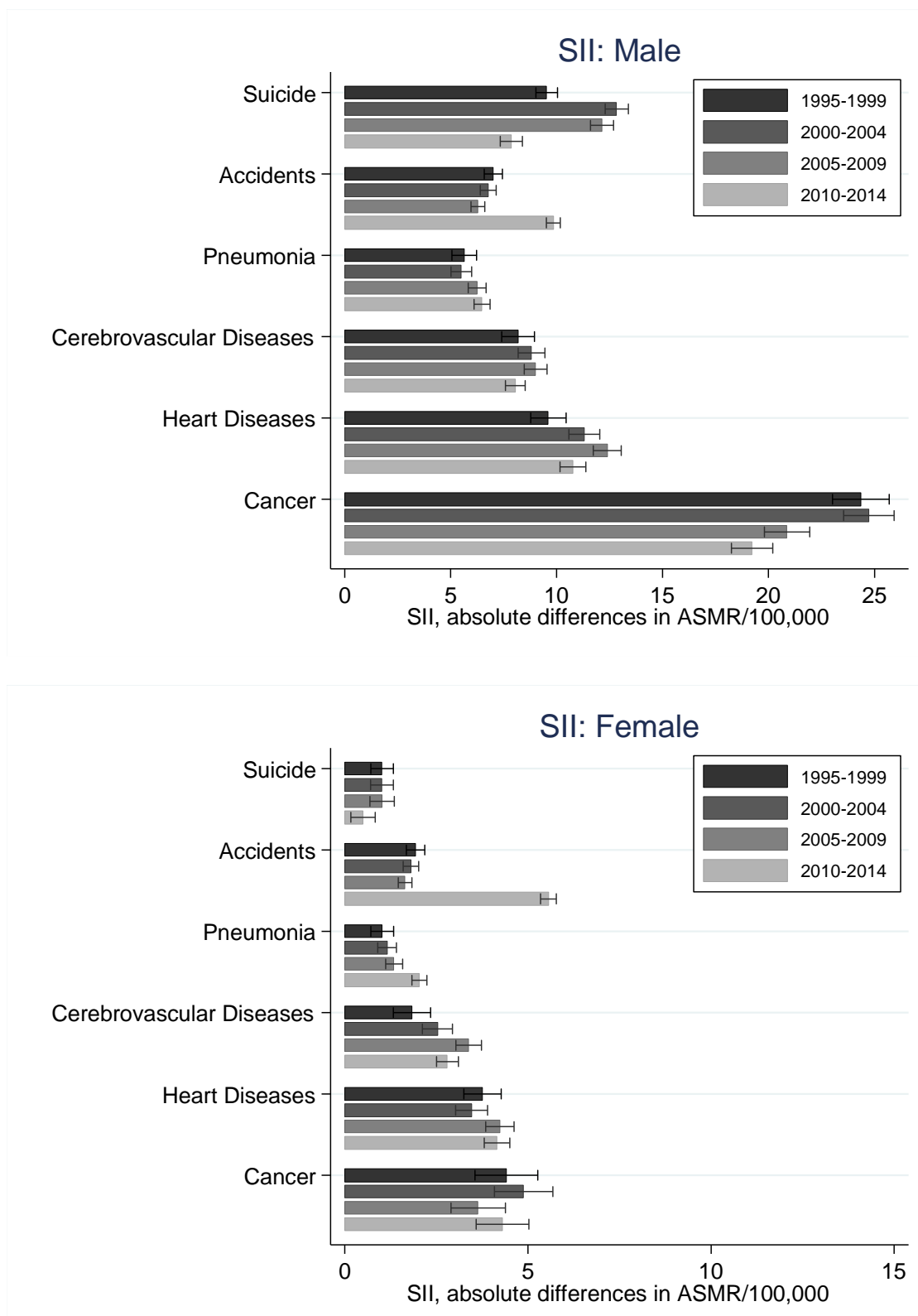


図 4. 主要死因別年齢要請死亡率における格差勾配指数 (Slope Index of Inequalities: SII) : Q5 の年齢調整死亡率と Q1 の年齢調整死亡率の差, 上・男性, 下・女性

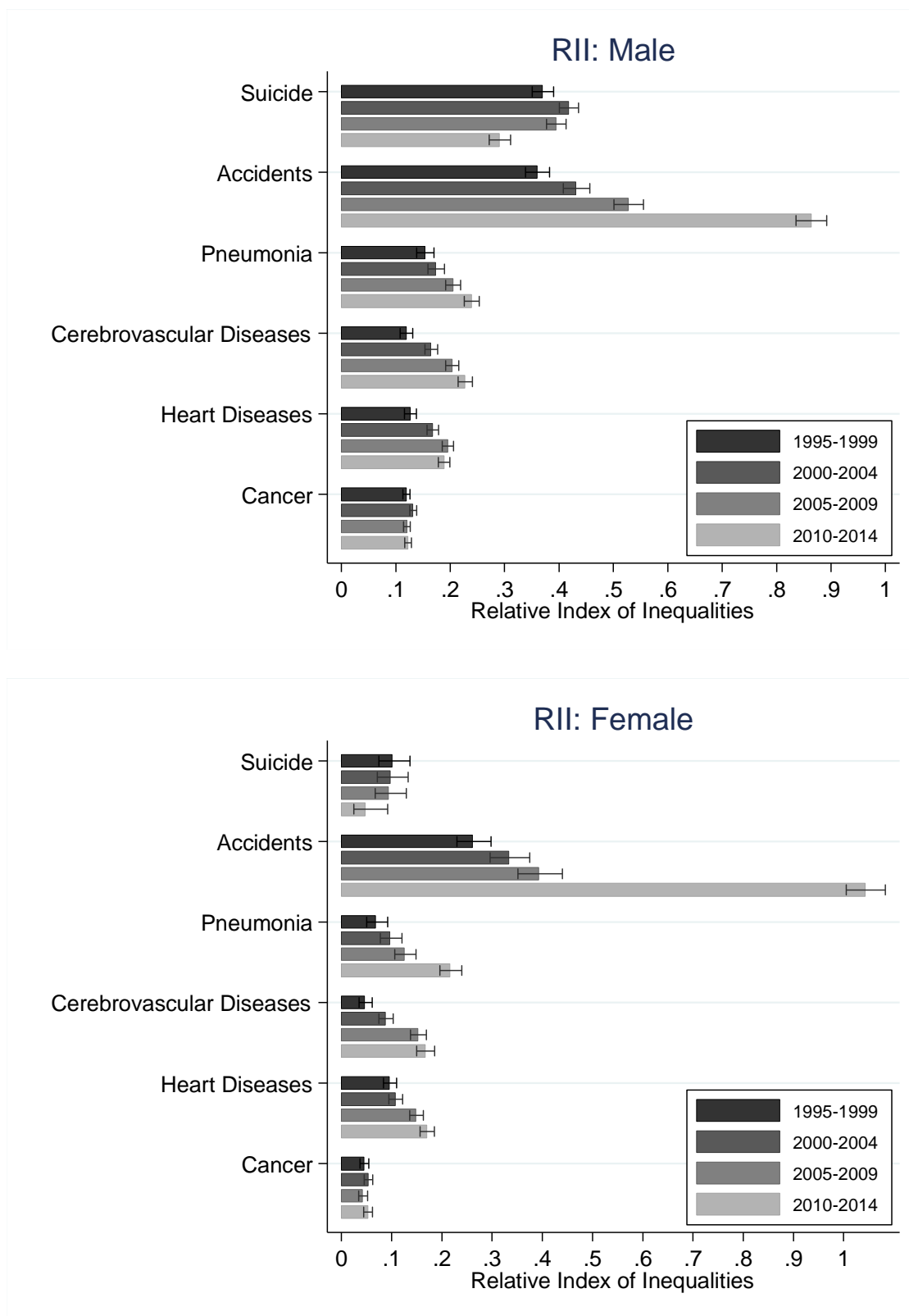
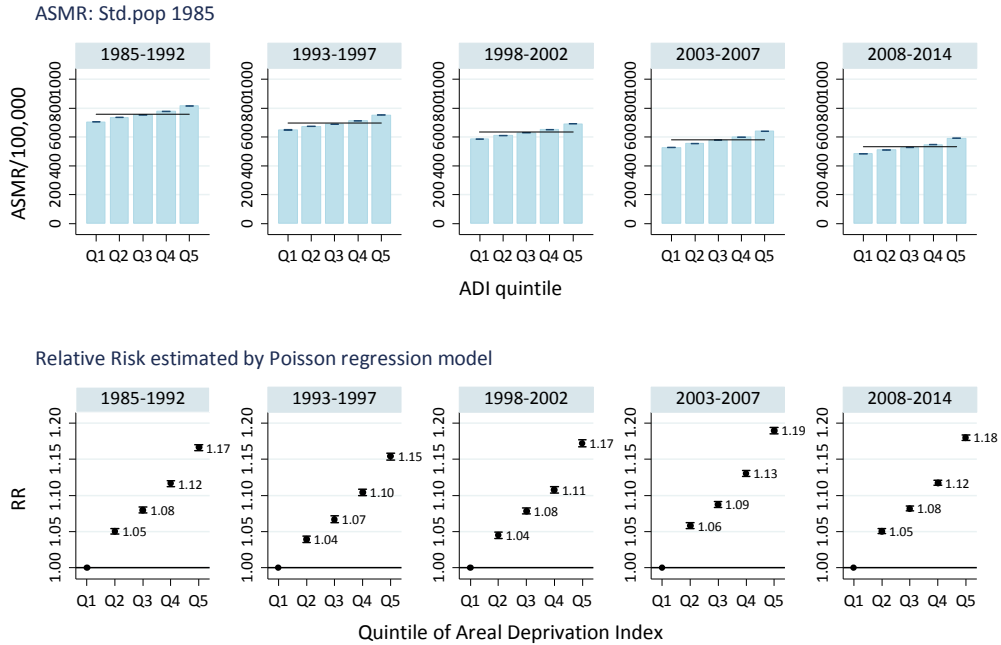


図 5. 主要死因別年齢調整死亡率の格差相対指数 (Relative Index of Inequalities: RII) : SII を Q1-Q5 全体の年齢調整死亡率で除したもの, 上・男性, 下・女性

All cause of death

Male



Female

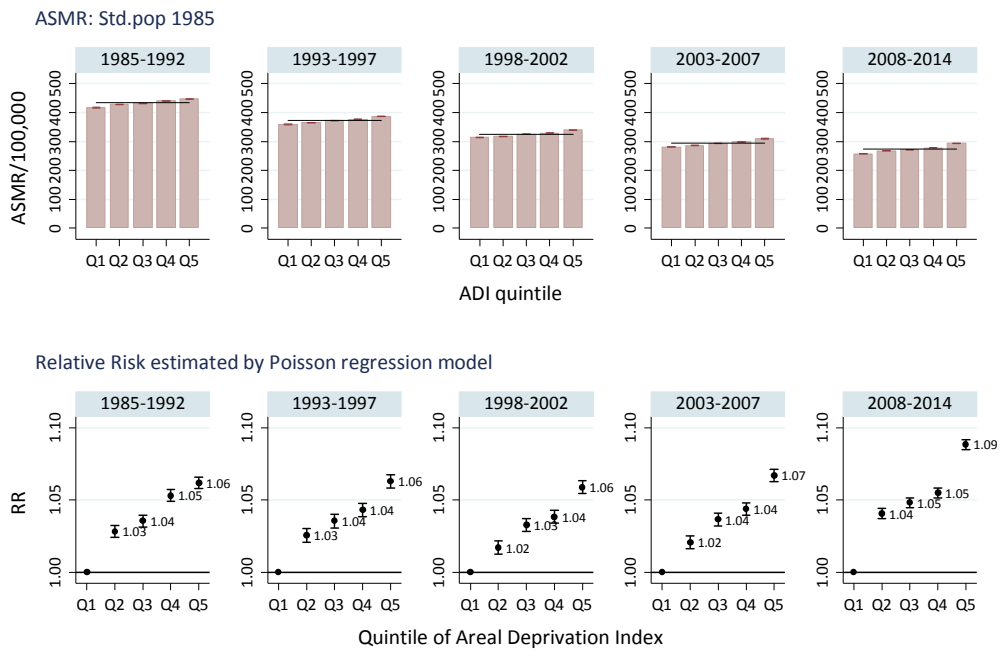


図 6. 市区町村別 ADI 人口重み付き 5 分位の年齢調整死亡率（上）および Poisson モデルによる年齢調整死亡リスク比の推移（下）：全死亡（青・男性、赤・女性）

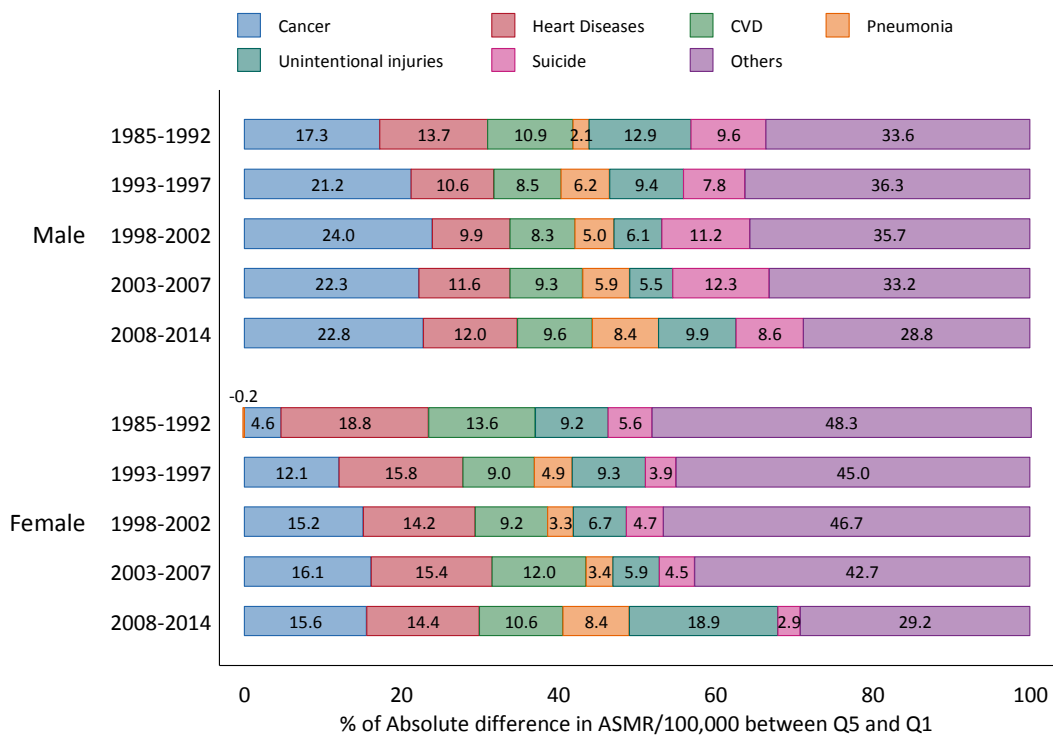


図 7-1. 主要死因別年齢調整死亡率の絶対格差の全死因に占める割合：全都道府県

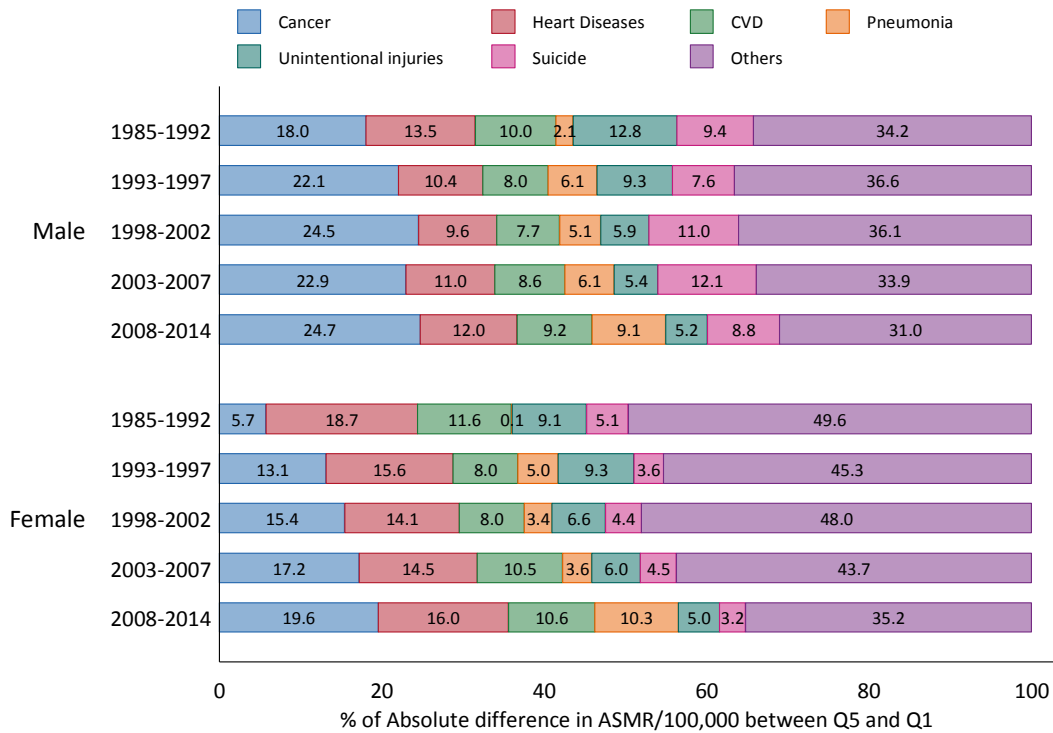


図 7-2. 主要死因別年齢調整死亡率の絶対格差の全死因に占める割合：東日本大震災被害 3 県（岩手、宮城、福島）除く

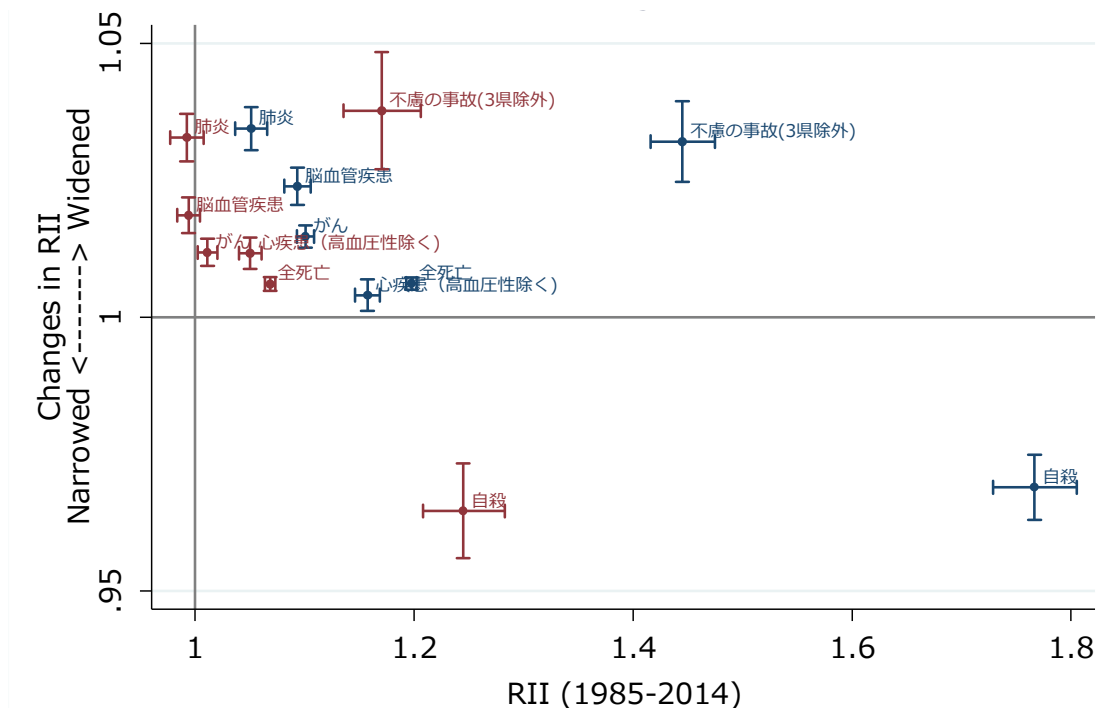


図 8. 相対的格差指標 (RII) とその時代変化：全年齢

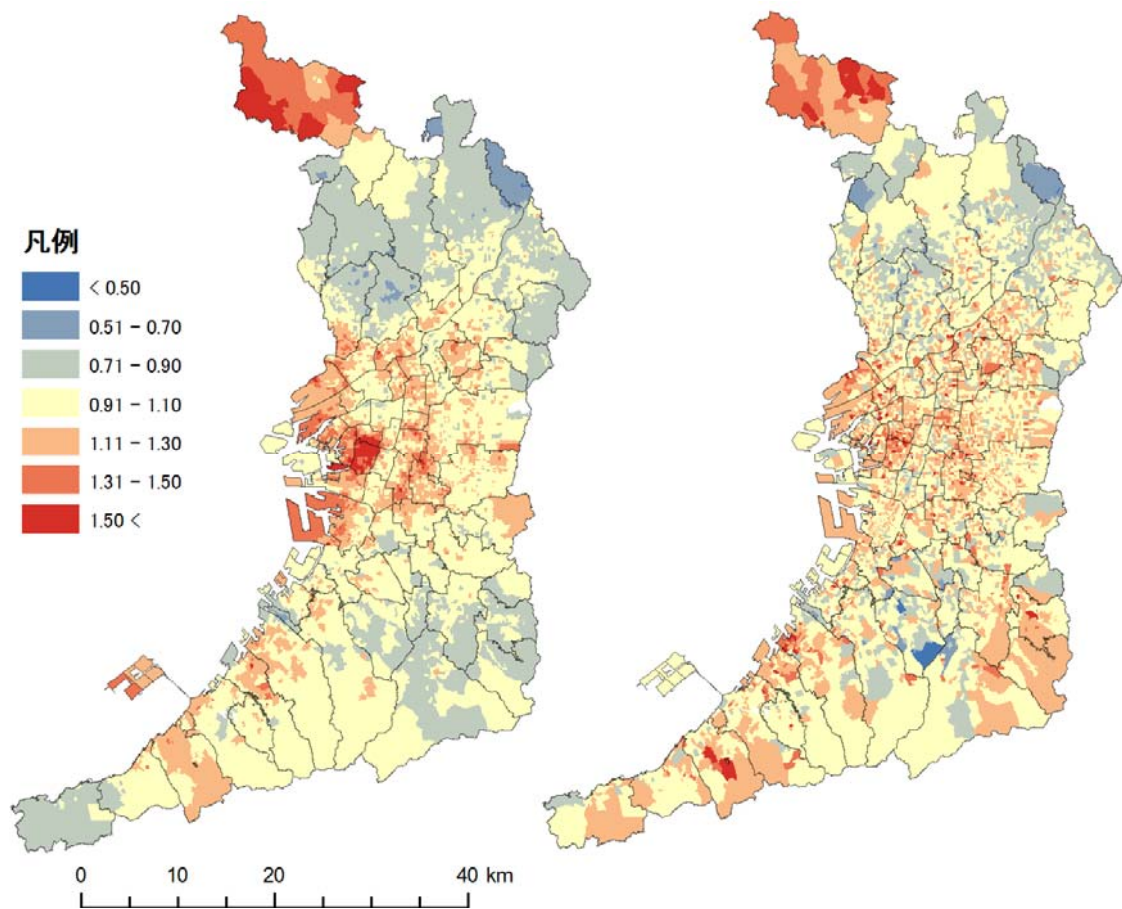


図 9. 2014 年大阪府における空間的平滑化済み小地域 SMR 分布図

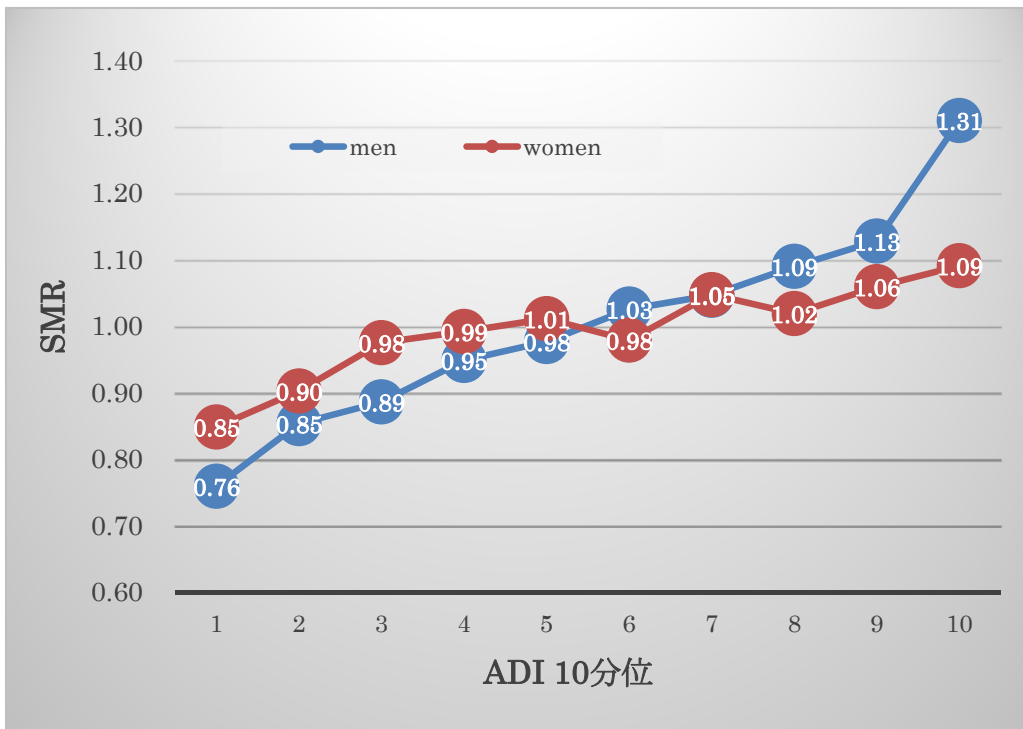


図 10. ADI（地理的剥奪指標）10 分位別にみた、2014 年大阪府小地域 SMR

死亡データは人口動態統計オンライン届出による。ADI は、2010 年の国勢調査小地域統計に基づいて計算。各分位は、ほぼ同規模の世帯数からなる。

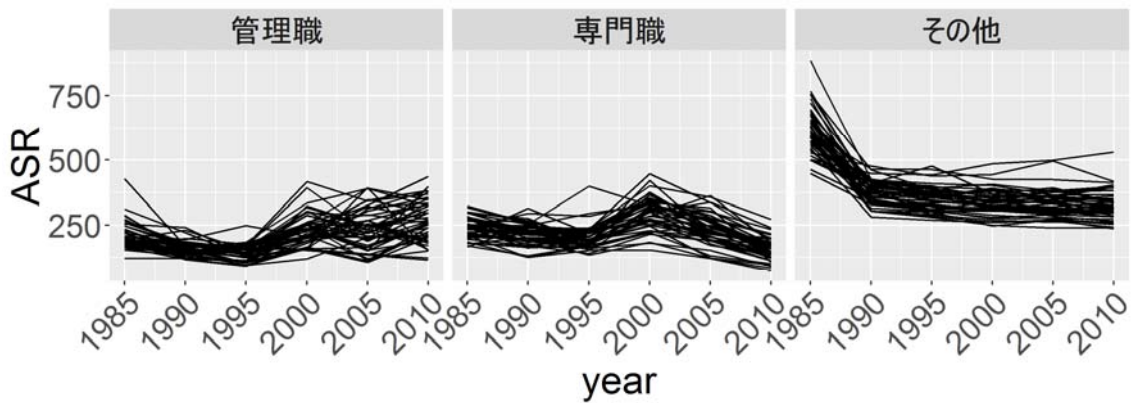


図 11. 都道府県別職業別年齢調整死亡率の推移

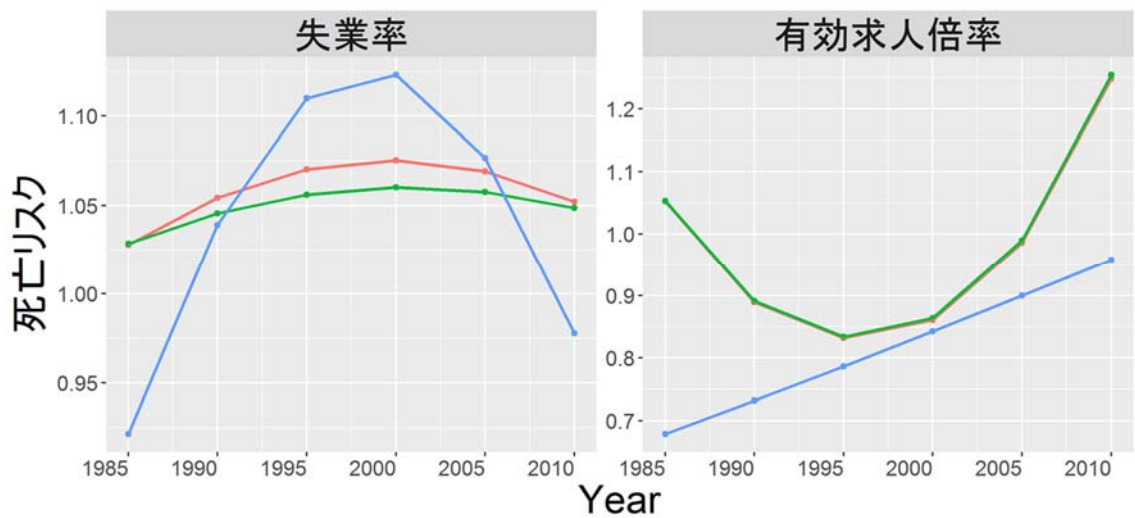


図 12. 変化係数モデルによる失業率・有効求人倍率の死亡リスクの変化（職業別死亡リスク調整済）：赤・全死亡、緑・がん、青・自殺

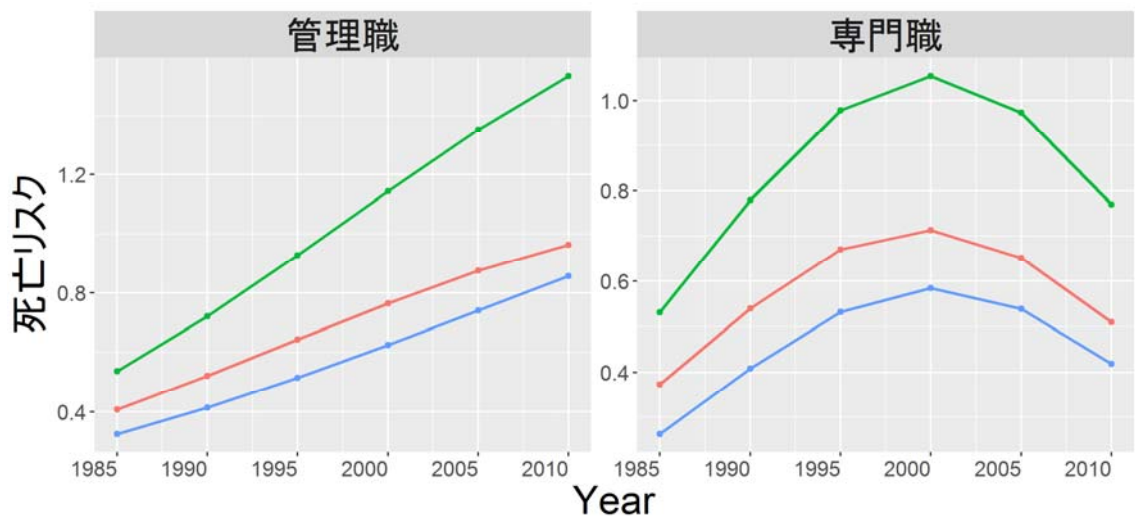


図 13. 変化係数モデルによる職業別死亡リスクの変化（経済指標の死亡リスク調整済）：

赤・全死亡、緑・がん、青・自殺

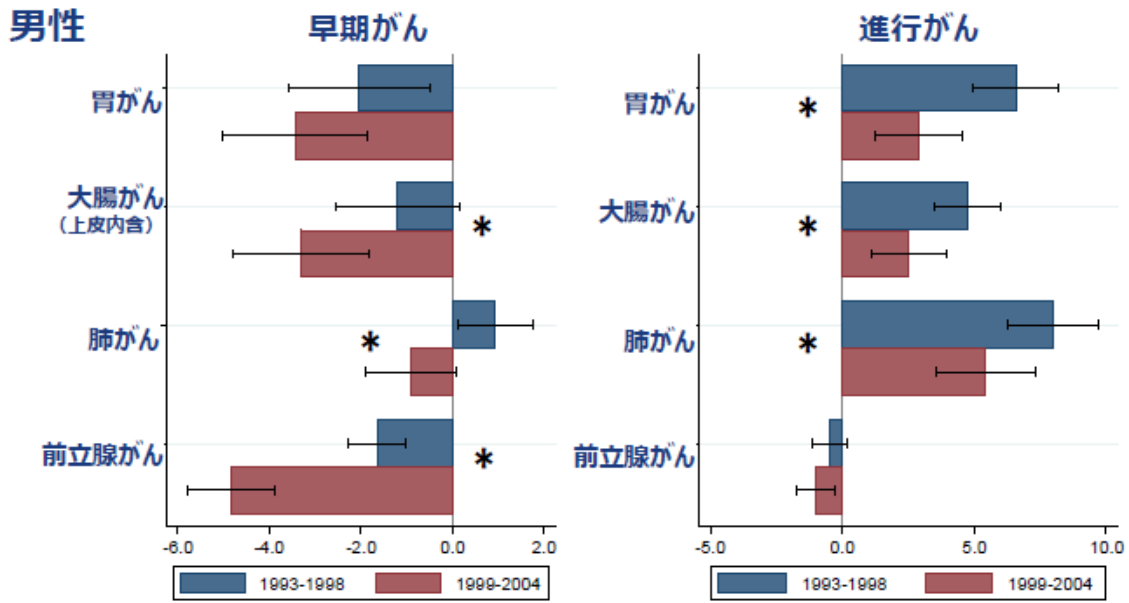
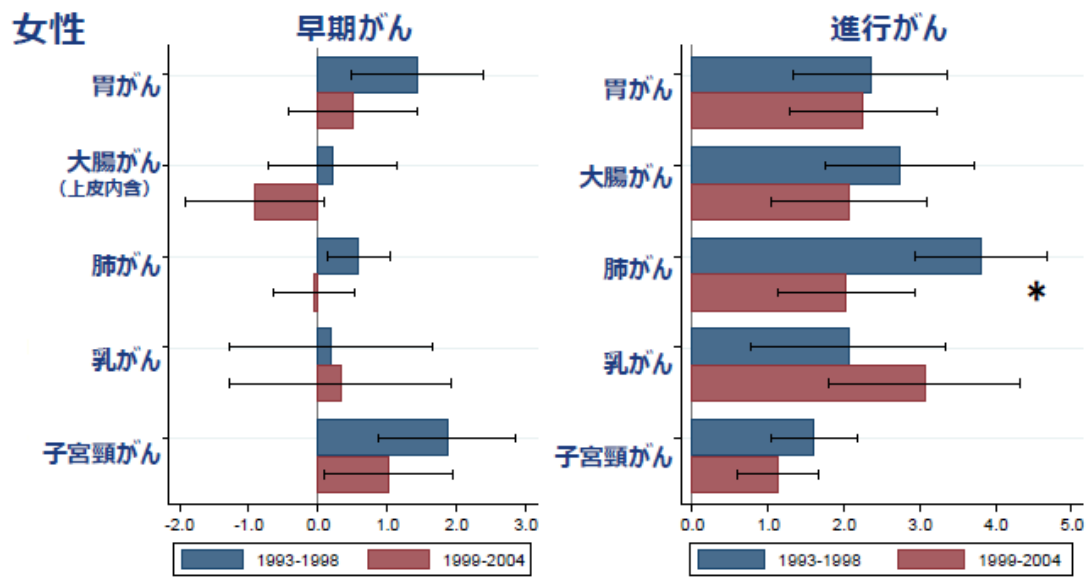


図 14. 大阪府における進行度別がん罹患率の絶対格差 (第 5 分位－第 1 分位) : 男性



* 診断時期とADIの交互作用項の $p < 0.05$

図 15. 大阪府における進行度別がん罹患率の絶対格差 (第 5 分位－第 1 分位) : 女性

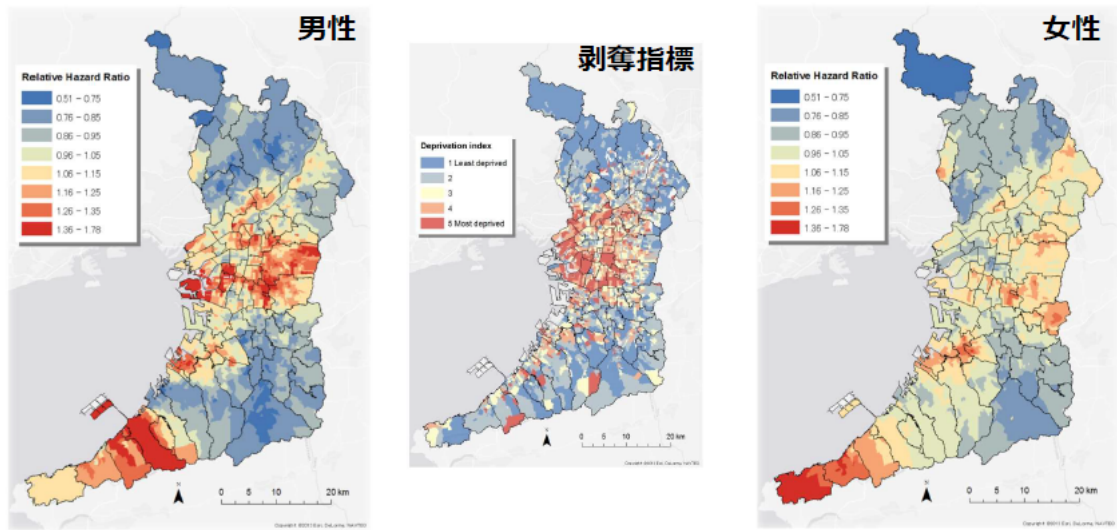


図 16. 大阪府における大腸がん過剰死亡ハザード比と剥奪指標

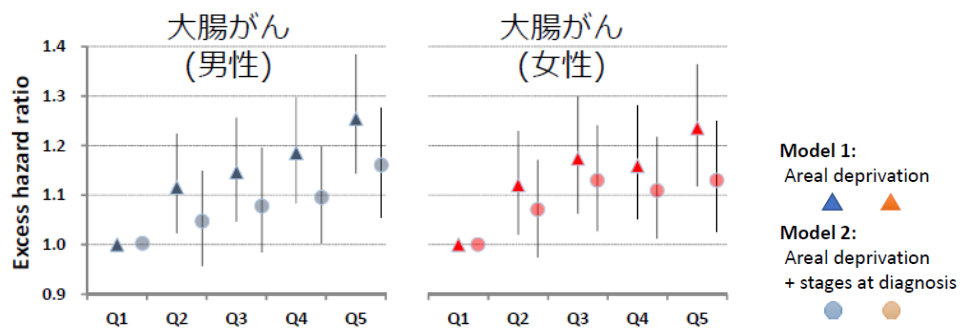


図 17. 地理的剥奪指標 5 分位の過剰死亡ハザード比 (大腸がん)

Q1: Least deprived, Q5: Most deprived

地理的剥奪指標データセットの構築

研究分担者 中谷友樹 立命館大学文学部 (立命館大学歴史都市防災研究所 兼任) 教授
研究協力者 米島万有子 立命館大学衣笠総合研究機構 専門研究員

研究要旨

本研究では、過去に提案されたマイクロデータによる貧困世帯分析の結果と一定整合的な日本版の地理的剥奪指標 (ADI) について、1990 年から 2010 年にかけて 5 年間隔の全国市区町村データセットを構築した。この ADI は、国勢調査によって得られる単身高齢者世帯割合や母性世帯割合、失業率など 8 つの地域指標を利用する重み付線形和の式として定義される。異なる空間スケールや市町村合併に関する地理的単位の統一についても、世帯数を重みづけした平均値によって容易に再計算が可能である。今後は健康リスクの社会格差を計測するための社会経済的位置に関する地域指標としてこの ADI を活用し、健康の社会格差に関する推移の把握に供することが期待される。

A. 研究目的

地理的単位を利用した健康リスクの地域差と、社会経済的な地域較差との相関関係は、健康リスクの社会格差を計測する 1 つの手段をもたらす。例えば、人口動態統計を利用した標準化死亡比など地域の健康リスク指標を、地域の社会経済的位置 (socio economic position: SEP) の指標に関連づけ、SEP に応じた健康リスクの変化から社会格差の大きさを計測するのである。このような地域レベルの SEP 指標として、居住地の貧困の度合いの尺度である地理的剥奪指標 (ADI: areal deprivation index) がしばしば利用されてきた (中谷・矢野, 2014; 中谷・埴淵, 2015)。本研究では、先行する研究をふまえ、日本で利用可能な ADI 指標の多時点・市区町村別データセットを構築

する。

ADI は、何らかの定義に基づいて貧困と定義される人々の多寡をもって地区の貧困度を定義し、通常は値が大きい地区ほどより貧困度の高い地区であることを意味するように尺度構成される。現代的な意味での貧困を基礎づける相対的剥奪概念においては、社会通念的に「あるべき生活」に必要な、消費や社会参加などの活動が遂行できない状況が重なった状態を貧困と想定するが、この相対的剥奪をもたらす所得や資産、教育、労働、家族等の様々な剥奪の次元が存在する。そのため、ADI は複数の相対的な剥奪と関係する地域指標の合成によって操作化されることが多い。

この ADI として、多次元の地域指標が定期的に得られ、小地域での情報も公開され

る国勢調査データを利用した合成指標が、タウンゼンドの物的剥奪指標(Townsend et al., 1988)をはじめ、数多く提案されてきた(Senior, 1988)。タウンゼンドは剥奪の次元に関する先験的な知識に従って4つの指標を選定し、それぞれを基準化した上で合計しているが、多変量解析を利用して、地理的な貧困度を示すと解釈しうる合成指標を経験的に抽出する手段もよく用いられる。それらに対して、貧困を規定するミクロレベル(世帯レベル)の研究成果(例えば、阿部, 2006; 橋木・浦川, 2006)と概ね整合的な地域指標としてADIを得るための合成推定の方法も提案されてきた(Gordon, 1988)。日本のデータを利用した指標として、この合成推定の方法に従い、国勢調査指標を合成したADIがある(中谷, 2011b; Nakaya et al., 2014)。本研究では、その先行して提案された方法に従い、市区町村別で、かつ異なる時期におけるADIのデータセットを構築する。

B. 研究方法

提案された合成推定の方法では、貧困世帯を客観的基準(世帯の年間等価所得が社会全体の中央値の半分以下であること)と主観的基準(世帯の代表者の持つ主観的な社会的地位が中位より低いこと)を同時に満たす世帯とみなし、これを予測するミクロデータの分析(ロジスティック回帰分析)を通して単身高齢者や母子世帯、失業などといった指標と貧困世帯を関連づける重みを求める。その上で、地域指標の重み付きの合計によって単独の地域指標を合成する。ただし、地域指標の重みは、ロジスティック回帰分析によって得られる各指標のオッズ比である。また、客観的基準での所得水

準については、地域による物価水準による格差を考慮するため、4人モデル世帯での最低生活費(地域等級および冬季加算を考慮)について1級地の1の額を1.0とし、これに対する都道府県×市町村規模3区分(政令指定市, 市部, 郡部)別の額の比率を居住地域調整項(0.70~1.00)として、所得水準を調整した(中谷, 2011)。

ミクロデータの貧困世帯の分析には、日本版総合社会調査(JGSS)累積データ2000-2003を、ADIの合成には、各年次の国勢調査統計を利用する。なお、この方法では、ミクロデータの分析と地域レベルでのADIの合成では、共通する指標が必要である。そのため、学歴等、年次によって国勢調査の項目に含まれない指標は除外した上で、分析に利用する指標およびADI合成にあたっての変数の選択を行った。

最終的に得られるADI計算式(Nakaya et al., 2014)は、各地域の指標の重み付けの合計によって次のように定義される。

$$\begin{aligned} \text{ADI} = & k (2.99 \times \text{高齢夫婦世帯割合} \\ & + 7.57 \times \text{高齢単身者世帯割合} \\ & + 17.37 \times \text{母子世帯割合} \\ & + 2.22 \times \text{賃貸住居居住世帯割合} \\ & + 4.03 \times \text{グレーカラー就業者割合} \\ & + 6.05 \times \text{農業漁業就業者割合} \\ & + 5.38 \times \text{ブルーカラー就業者割合} \\ & + 18.29 \times \text{完全失業率}) \end{aligned}$$

ここでkは任意の正の定数であり、ADIを利用して社会経済的にみた相対的な位置を調べるにあたっては(例えば、人口5分位グループを作成する場合)、いずれの数値でも結果は一致する(そのため、k=1で便宜的に計算する)。ただし、Gordon(1995)では、各

地区における重み付けの指標の線形和が、各地区の貧困世帯割合に比例すると仮定し、全国の集計値（ADIの世帯重みづけ平均値）が全国の貧困世帯割合に一致するようにkを定める方法も提案している。これに従い、JGSS累積データ 2000-2003での貧困世帯割合8.62%と2000年におけるADIの（世帯数を重みづけした）平均値が一致するようにkを定め、便宜的にk=1の場合の合成指標をADIで表記すると素朴な貧困世帯割合の推定値DepPoorRは、以下の関係式で得られる。

$$\text{DepPoorR} = \text{ADI} * 0.015641204039864$$

これらを1990年から2010年まで各国勢調査年次の市区町村別統計にあてはめて、各年次のADIのデータセットを作成した。

なお、ここで示したNakaya et al. (2014)による重み係数は、同じデータを用いて当初に提案された中谷(2011)のものと若干異なっているが、これは職業分類の見直し（保安職業をグレーカラーに追加）および所得欠損値を補間していたものを分析上除外して再分析したことによる。両者の違いはそれほど大きくはないが、現時点ではNakaya et al. (2014)による重み係数の利用を推奨している。

（倫理面への配慮）

本研究はすべて公開資料に基づいており、倫理面での問題は存在しない。

C. 研究結果

市区町村別ADIを、1990年から2010年にわたる期間を対象に作成した。利用した統計資料は5年間隔で実施された国勢調査の地域統計資料による。ただし、空間データ解析

や地理的視覚化には、地理情報システム用のデータセットとして、ESRI Japan社が販売する「データコレクション・スタンダードパック（2015年版）」（DCS2015）を利用すると便利である。DCS2015には、2010年の国勢調査による市区町村別統計データが、市区町村の境界に関する幾何的データとあわせて用意されており、2010年のADIについては、これを利用して計算した。それ以外の年次については、これに該当する国勢調査の各年次の統計表を参照してADIを作成した。このADIの合成に利用した国勢調査統計の地域指標に関する具体的な定義と、DCS2015を利用した場合の変数名について、表1に整理した。

計算された結果の例として、2010年の市区町村別国勢調査資料による、DepPoorRの分布図を図1に、ヒストグラムと箱ひげ図、正規確率プロットを図2に示す。図1より、概して貧困度の高い地区は、大都市圏よりも地方圏に広く分布するが、大都市圏内を拡大した図をみると、とくに京阪神大都市圏内にも貧困度の著しく高い地区が存在する。図2によれば、DepPoorR (ADI)の統計的な分布は平均値付近では正規分布に近いが、著しく貧困度の高い外れ値的な地区が一定存在することも分かる。

算出されたADIおよび関連する指標群の平均および標準偏差（市区町村規模による重みづけなし）を表2に示す。

D. 考察

ここで整理したADIおよびDepPoorRは、国勢調査指標の重み付合計によって容易に計算可能である。市区町村別ADIに限らず、町丁字別など、他の空間スケールの地理的単位についても、国勢調査指標がその単位で得

られている限り、利用できる。なお、国勢調査の小地域統計（町丁字等集計）では、2005年以降、母子世帯比率が標章されなくなったが、小地域で利用可能な世帯類型の情報と市区町村別統計で得られる母子世帯割合の情報から、おおよその数値を推計してADIを合成することも可能である（詳細はここでは略す）。また、貧困世帯の割合の推定値という考えに基づけば、世帯数を重みづけすることで、異なる単位でのADIを世帯の重み付けADI平均値によって求めることもできる。すなわち、ここで提案しているADIは、単純な重み付線形和として定義されているため、計算およびその取扱いが容易である点に利点がある。

なお、表2をみると、高齢化に関連する指標や賃貸住宅での居住、母子世帯・失業に関する指標値の増加を反映して、全体としてADIの平均値は年次とともに上昇傾向にある。ただし、これは指標に関する重みの絶対値に変動がないことを前提とした議論であり、年次を違えたADIの絶対値の比較に意味があるかどうかは、現時点では判断が難しい。そのため、今回整備したADIについては、原則的に各時期における地域の相対的な貧困度を示すものと考えておくことにしたい。より厳密には、ADIを合成する重みや利用する国勢調査指標についても、一定の期間ごとに見直すことが将来的には望ましいが（cf. Dorling et al., 2007）、統一的な基準で貧困世帯のマイクロデータ分析が可能な社会調査資料を長期間にわたって揃えることが難しい。

また、各年次のADIは、それぞれの時期に実施された国勢調査資料に基づいているため、地理的単位数（市区町村数）が異なる点にも留意する必要がある。原則として、近年になるほど、市町村合併により市町村数は減

少し、地理的な分解能は低下する。そのため、過去では捉えられた社会経済的な居住分離が近年の市区町村単位では補足しづらくなった可能性がある。

最後に、市区町村を識別するJISコードが定義されているため、国勢調査の時点（各国勢調査年の10月1日）の市区町村境界に関するGISファイルを用意すれば、ADIに関する分布図の作成や各種の空間分析が容易である。ただし、人口動態統計は各年末の市区町村を基準として作成されており、年度途中での市区町村変更による影響も受けるため、ここで作成したADIデータセットを、人口動態統計等の資料と結合する場合には、分析単位と統計作成時期の関係に注意する必要がある。任意の年月日に対応した市区町村別境界のGISファイルと、異なる2時点間の市区町村の対応関係については、桐村ほか(2011)を参照されたい。

E. 結論

本研究では、国勢調査指標を重み付合成する地理的剥奪指標（ADI）をとりあげ、1990年から2010年まで5年間隔の市区町村別ADIデータを整備した。当該ADIデータは、地理的単位の変更に伴う再計算等も容易である。今後は健康リスクの社会格差を計測するための社会経済的位置に関する地域指標としてこのADIを活用し、健康の社会格差に関する推移の把握に供することが期待される。

F. 健康危険情報

記載すべき情報なし。

G. 研究発表

1. 論文発表

中谷友樹・埴淵知哉 (2016) 健康の社会格差と地域格差. 地理 61-1, 51-57.

2. 学会発表

Nakaya T, Ito Y, Ioka A and Nakayama T (September 2015): Modelling geographic disparities of relative cancer survival at the neighbourhood level in Osaka prefecture, Japan, GEOMED 2015, 11 September 2015, at Università di Firenze, Florence, Italy
埴淵知哉・中谷友樹・本庄かおり (2015年11月4日): JGSS 累積データからみた健康格差の推移, 第74回日本公衆衛生学会総会, 長崎新聞文化ホール, 長崎市.

伊藤ゆり・中谷友樹・近藤尚己・福井敬祐・中田佳世・井岡亜希子・宮代 勲・中山富雄 (2015年11月4日): 大阪府におけるがん進行度別罹患率の社会経済格差: 1993-2004年における格差の変化, 第74回日本公衆衛生学会総会, 長崎新聞文化ホール, 長崎市.

富岡慎一・藤野善久・中谷友樹・久保達彦・松田晋哉 (2015年11月4日): 患者居住地域の SES 及び精神疾患の有無が入院中に患者が受療する医療行為に与える影響についての解析, 第74回日本公衆衛生学会総会, 長崎新聞文化ホール, 長崎市.

中谷友樹 (2015年12月12日): 健康リスクの社会格差と地域格差. 貧困研究会第8回研究大会シンポジウム「地域が抱える健康・貧困リスク問題への学術的視点」, 九州大学箱崎キャンパス.

中谷友樹 (2015年10月3日)

GIS を利用した健康づくり支援環境研究の

推進. シンポジウム: 病院を中心とする街づくり—まちなか集積医療の提言—, 東京医科歯科大学.

H. 知的財産権の出願・登録状況 (予定を含む)

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

引用文献

阿部彩 (2006): 相対的剥奪の実態と分析—日本のマイクロデータを用いた実証研究—, 社会政策学会誌 16, 251-275.

橋木俊詔・浦川邦夫 (2006): 『日本の貧困研究』東京大学出版会.

桐村喬・中谷友樹・矢野桂司(2011): 市区町村の区域に関する時空間的な地理情報データベースの開発—Municipality Map Maker for Web—, GIS—理論と応用— 19(2), 83-92.

中谷友樹(2011): 地理統計に基づくがん死亡の社会経済的格差の評価—市区町村別がん死亡と地理的剥奪指標との関連性—.統計数理 59, 239-265.

中谷友樹・埴淵知哉 (2015): 健康の社会格差と地域格差, 地理 61-1, 51-57.

中谷友樹・矢野桂司(2014): 社会格差を視る小地域のセンサス指標: 地理的剥奪指標とジオデモグラフィクス. 地域開発 599, 35-40.

Dorling, D., Rigby, J., Wheeler, B., Ballas, D., Thomas, B., Fahmy, E., Gordon, D. and Lupton, R. (2007): Poverty and

- wealth across Britain 1968 to 2005, The Policy Press, Bristol.
- Gordon, D. (1995): Census based deprivation indices: their weighting and validation, *Journal of Epidemiology and Community Health*, 49 (Suppl 2), pp. S39-S44.
- Nakaya, T. (2010): 'Geo-morphology' of population health in Japan: Looking through the cartogram lens, *Environment and Planning A*, 42, pp. 2807-2808.
- Senior, M. (2002): Deprivation indicators. in Rees, P., Martin, D. and Williamson, P. eds., *The Census Data System*, Chichester: Wiley.
- Townsend, P., Phillimore, P. and Beattie, A. (1988): *Health and deprivation: inequality and the North*, London: Croom Helm.

表1 市区町村別地理的剥奪指標に関する国勢調査指標一覧

剥奪指標を構成する指標項目	原データ（2010年版の場合、それより過去の場合は国勢調査の市区町村別集計を利用）	指標の計算定義	備考
一般世帯総数	ArcGISデータコレクション統計/バック2014> 国勢調査 2010 町丁・字等別集計 全指標 >全国 >CITY_POP_H22.shp	GENHH_ALLPER_H22(一般世帯数 総数_H22)	
高齢単独世帯		GENHHFA_WT65UPONL_SOL_H22(一般世帯数(65歳以上世帯員のみ在住)単独世帯_H22)	高齢単独世帯割合=高齢単独世帯/一般世帯総数
高齢夫婦世帯	平成22年国勢調査 [平成22年] 都道府県・市区町村別統計表(一覧表) https://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL02020101.do?method=extendTclass&refTarget=toukeihyo&listFormat=hierarchy&statCode=00200521&tstatCode=000001049104&tclass1=&tclass2=&tclass3=&tclass4=&tclass5=	(再掲) 高齢夫婦世帯(夫65歳以上妻60歳以上の夫婦1組のみの一般世帯)	高齢夫婦世帯割合=高齢夫婦世帯/一般世帯総数
母子世帯	平成22年国勢調査人口等基本集計(男女・年齢・配偶関係、世帯の構成、住居の状態など)(総務省統計局)第10表 世帯の家族類型(22区分)別一般世帯数及び一般世帯人員(6歳未満・18歳未満世帯員のいる一般世帯及び3世代世帯並びに母子世帯及び父子世帯―特掲)―全国※、都道府県※、市町村※ http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/NewList.do?tid=000001039448 (再掲)母子世帯数 一般世帯数	(再掲)母子世帯数 一般世帯数	母子世帯割合=母子世帯/一般世帯総数 「-」は0に変換
賃貸住宅	ArcGISデータコレクション統計/バック2014> 国勢調査 2010 町丁・字等別集計 全指標 >全国 >CITY_POP_H22.shp	GENHHHO_PUBRENT_H22(一般世帯数_公営・都市再生機構・公社の借家_H22) GENHHHO_RNTPRV_H22(一般世帯数_民営の借家_H22) GENHHHO_LOD_H22(一般世帯数_間借り_H22)	賃貸住宅=(公営・都市再生機構・公社の借家+民営の借家+間借り) 賃貸住宅居住世帯割合=賃貸住宅/住宅に住む一般世帯数
労働力人口	ArcGISデータコレクション統計/バック2014> 国勢調査 2010 町丁・字等別集計 全指標 >全国 >CITY_IND_H22.shp	LAB_LABPOP_H22(人口(15歳以上)労働力人口_H22)	
農林漁業従事者		JOB_AFS_H22(就業者数(15歳以上)職業_農林漁業従事者_H22)	農林漁業従事者割合=農林漁業従事者/労働力人口
グレーカラー-就業者	ArcGISデータコレクション統計/バック2014> 国勢調査 2010 町丁・字等別集計 全指標 >全国 >CITY_JOB_H22.shp	JOB_SAL_H22(就業者数(15歳以上)職業_販売従事者_H22) JOB_SER_H22(就業者数(15歳以上)職業_サービス職業従事者_H22) JOB_PRE_H22(就業者数(15歳以上)職業_保安職業従事者_H22)	グレーカラー-従事者=販売従事者+サービス職業従事者+保安職業従事者 グレーカラー-従事者割合=グレーカラー-従事者/労働力人口
ブルーカラー-就業者		JOB_IND_H22(就業者数(15歳以上)職業_生産工程従事者_H22) JOB_PROD_H22(就業者数(15歳以上)職業_輸送・機械運転従事者_H22) JOB_BUI_H22(就業者数(15歳以上)職業_建設・採掘従事者_H22) CAR_H22(就業者数(15歳以上)職業_運搬・清掃・包装等従事者_H22)	ブルーカラー-従事者=生産工程従事者+輸送・機械運転従事者+建設・採掘従事者+運搬・清掃・包装等従事者 ブルーカラー-就業者割合=ブルーカラー-就業者/労働力人口
完全失業者	平成22年国勢調査 産業等基本集計(労働力状態、就業者の産業など) 労働力状態・産業・従業上の地位 1-2 労働力状態(8区分)、年齢(5歳階級)、男女別15歳以上人口 ― 都道府県※、市町村※ http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/NewList.do?tid=000001039448	総数(15歳以上年齢) 完全失業者	完全失業者割合=完全失業者/労働力人口

表 2 地理的剥奪指標と関連した地域指標の年次別集計値

指標	要約統計量	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年
DepPoorR	平均	8.40%	8.63%	8.92%	9.50%	9.67%
	標準偏差	1.01%	1.02%	1.02%	1.13%	1.16%
ADI	平均	5.37	5.52	5.70	6.07	6.19
	標準偏差	0.64	0.65	0.65	0.72	0.74
高齢夫婦世帯割合	平均	7.34%	8.72%	10.60%	11.35%	12.18%
	標準偏差	3.75%	4.26%	4.64%	4.13%	3.81%
高齢単独世帯割合	平均	5.26%	6.58%	8.10%	9.17%	10.48%
	標準偏差	3.33%	3.84%	4.27%	4.23%	4.19%
母子世帯割合	平均	1.04%	0.94%	1.05%	1.34%	1.41%
	標準偏差	0.55%	0.50%	0.54%	0.58%	0.55%
賃貸住宅居住世帯割合	平均	16.64%	17.78%	18.28%	21.57%	23.89%
	標準偏差	12.85%	12.99%	12.64%	12.60%	12.66%
グレーカラー就業者割合	平均	16.97%	18.08%	19.75%	21.65%	23.37%
	標準偏差	5.83%	5.62%	5.29%	4.91%	4.40%
農林漁業就業者割合	平均	18.04%	15.66%	13.45%	11.81%	9.64%
	標準偏差	13.13%	11.76%	10.71%	10.37%	9.64%
ブルーカラー就業者割合	平均	36.78%	35.70%	34.75%	32.10%	29.21%
	標準偏差	8.46%	7.66%	7.35%	7.11%	6.86%
完全失業者割合	平均	2.47%	3.31%	3.86%	5.56%	6.33%
	標準偏差	1.45%	1.64%	1.64%	2.13%	2.14%
市区町村数		3,376	3,370	3,368	2,366	1,901

注：人口（世帯数）0の自治体は含めていない。

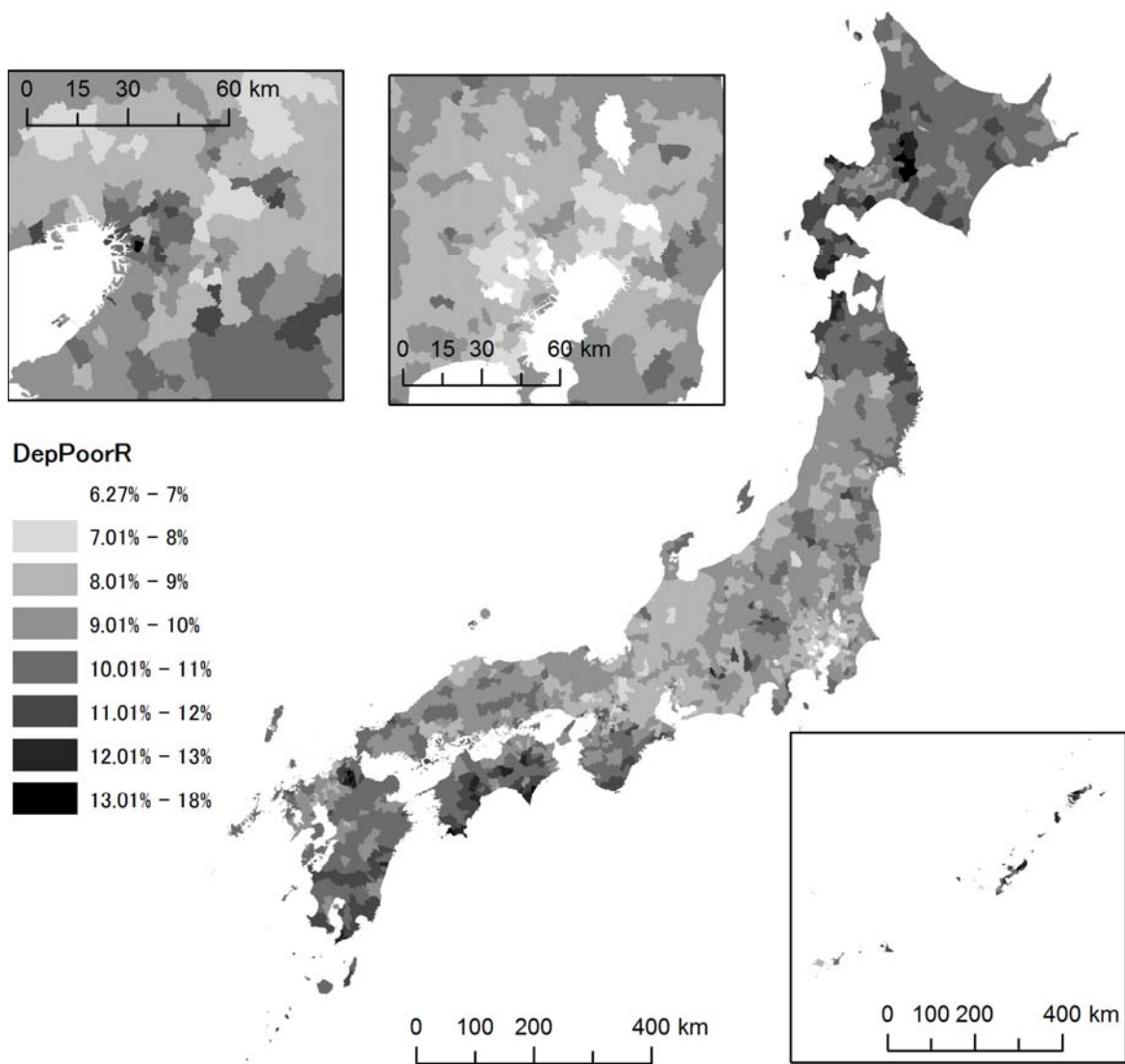


図1 2010年地理的剥奪指標の地理的分布

ここでは DepPoorR をプロットしている。値が大きいほど、貧困な地区とみなされる。

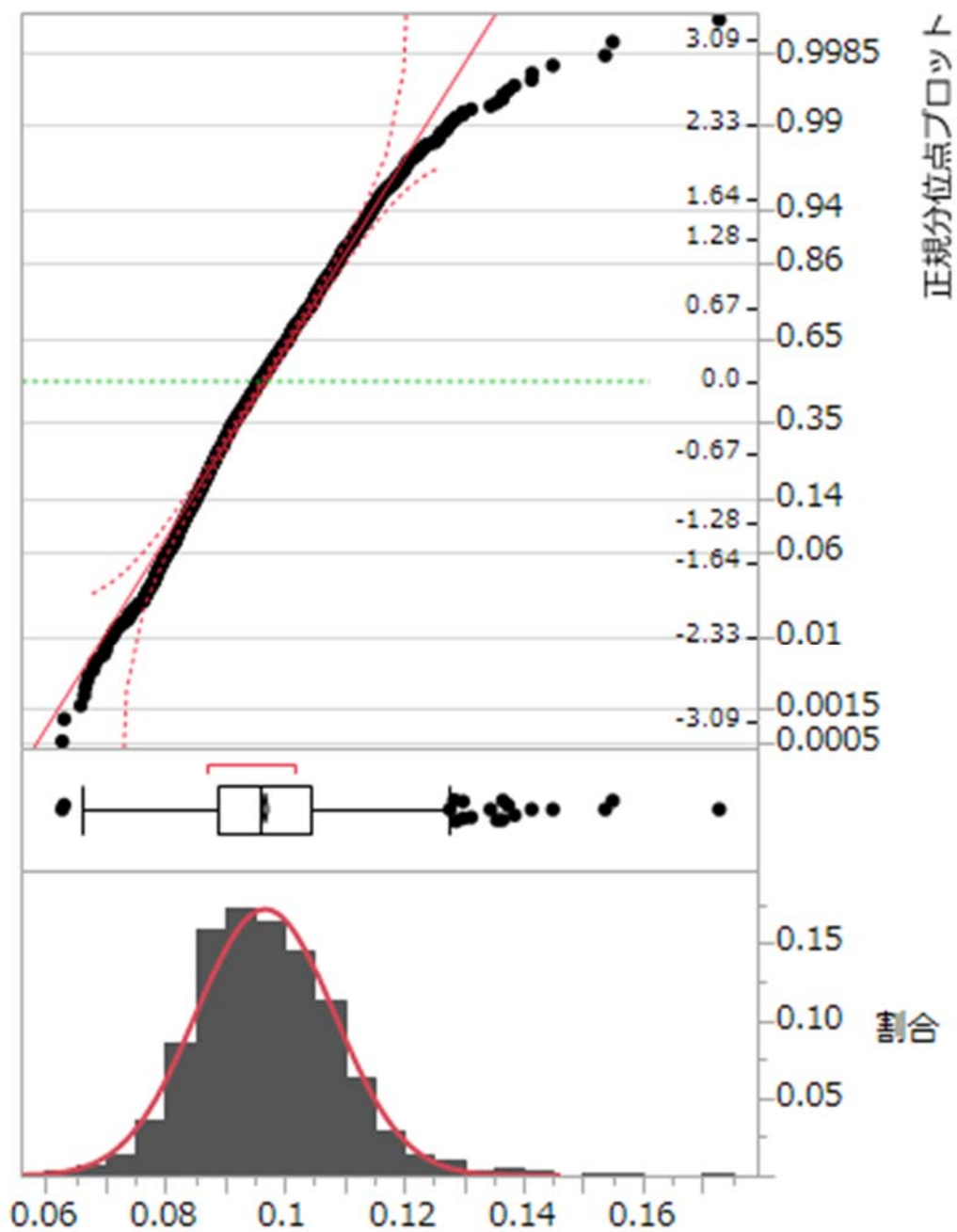


図2 地理的剥奪指標の分布

ここでは DepPoorR をプロットしている。値が大きいほど、貧困な地区とみなされる。

厚生労働科学研究費補助金
(政策科学総合研究事業 (統計情報総合研究))
平成 27 年度～平成 28 年度総合研究報告書 (資料 2)

市区町村別性年齢階級別人口の線形補間について

研究協力者 福井敬祐 大阪府立成人病センターがん予防情報センター 研究員

研究要旨

市区町村別地理的剥奪指標を用いた全死亡・主要死因別の年齢調整死亡率を算出するためには、市区町村別の性別・年齢 5 歳階級別の人口が必要となる。しかしながらこれらの人口データは国勢調査実施年のものしか提供されていない。そこで、本研究における人口動態統計の分析対象期間である 1985～2014 年における国勢調査実施年以外の年における市区町村別性年齢階級別人口の線形補間の実施手順および課題についてまとめた。対象期間の間、市区町村は合併・分割・分割後合併が行われている。Web にて桐村らが提供する「Municipality Map Maker ウェブ版 市区町村区域の GIS データ生成ツール」を用いて、市区町村構成の変遷に対応した。市区町村構成の変遷パターンに応じ、2 時点の市区町村における性別・年齢 5 歳階級別人口の線形補間を行った。本手法による補間において以下の課題が残った。①東京都三宅村の人口が 0 になる、②外挿した場合の人口が負の値になるところがある、③直近の国勢調査実施年の間で線形補間したが、対象期間共通の市区町村区分で統一し、線形補間した方がよいか、④基準日の詳細設定、⑤面積による重み付けの問題などである。今後、上記課題を解決し、より精緻な人口データセットを作成する必要がある。

A. 研究目的

国勢調査における市区町村別の人口データは 1985 年, 1990 年, 1995 年, 2000 年, 2005 年, 2010 年までの 5 年毎のものとなっている。より安定した分析を行うためには各 5 年間のデータを補間し利用することが考えられる。補間法として一般的な線形補間は隣接する 2 時点の対応するデータを用いて行われるが、市区町村別に着目すれば場合には合併や分割など影響を考慮する必要がある。本報告は国勢調査から得られた人口データにおいて、合併を考慮した上で

線形補完を行う方法についてまとめたものである。

B. 研究方法

1. 具体例

図 1 は熊本県球磨郡上村, 免田町, 岡原村, 須恵村, 深田村の 5 町村の合併の 2000 年から 2005 年の変遷を表している。5 町村が 2003 年 10 月 1 日を以てあさぎり町として合併していることがわかる。国勢調査は 5 年毎に行われるため、今, 2000 年と 2005 年の人口データのみが得られている。図内

の5町村は2005年時点では合併により存在しないため、2000年と2005年の間でそのまま線形補間を行うことができない。このような場合においては2000年を合併後の市区町村に、もしくは2005年を合併前の市区町村に作り変え、仮想的に対応した2時点を作り出すことで線形補間を行う。図2は2000年時点の5町村を2000年時点で仮想的にあさぎり町に合併することで、2005年時点と対応可能にし、線形補間を行うイメージ図を表している。仮に、2000年時点の上村、免田町、岡原村、須恵村、深田村の人口がそれぞれ、45千人、100千人、30千人、20千人、15千人であったとすれば、2000年時点で仮想的に作成されたあさぎり町の人口は5町村の人口を足し合わせた210千人である。さらに2005年時点のあさぎり町の人口が135千人であったと仮定すると、仮想的に作成された2000年時点の人口210千人との線形補間により2001年、2002年、2003年、2004年の人口はそれぞれ195千人、180千人、165千人、150千人と計算される。

2. 使用したデータ

人口データ

国勢調査より入手した1985年、1990年、1995年、2000年、2005年、2010年の市区町村・性・年齢階級別人口データ

市区町村変遷対応表

桐村らが提供する「Municipality Map Maker ウェブ版 市区町村区域のGISデータ生成ツール」[1]より以下の5つのcsvファイルを作成・入手した。

- ① 1985年10月1日時点から1990年10月1日時点への市区町村対応表

- ② 1990年10月1日時点から1995年10月1日時点への市区町村対応表
- ③ 1995年10月1日時点から2000年10月1日時点への市区町村対応表
- ④ 2000年10月1日時点から2005年10月1日時点への市区町村対応表
- ⑤ 2005年10月1日時点から2010年10月1日時点への市区町村対応表

図3は入手した④の市区町村対応表の一例である。市区町対応表を用いて、2000年時の住所区分けを表す住所コード(JISCODE1)に2005年時の住所区分けを表す住所コード(JISCODE2)を対応させる(紐付ける)ことができる。

3. 補間方法

線形補間は市区町村変遷対応表のJISCODE2をJISCODE1に紐付ける(最新年の市区町村分けに対応させる)ことで線形補間に用いる1対1の対応を作成した後に行う。紐付けの方法は市区町村の変遷パターン(エラー! 参照元が見つかりませ

$$y = y_1 + \frac{y_2 - y_1}{t_2 - t_1} \times (t - t_1),$$

ん。)に大きく依存するため、線形補間の方法についてもこのパターンに沿って説明する。なお2時点 t_1, t_2 年($t_1 < t_2$)に対応する人口を y_1, y_2 としたとき、区間 $[t_1, t_2]$ 内の任意の時点 t の人口 y は

(1) 変化しない

時間が経過しても市区町村が変化しない場合にはJISCODE2をJISCODE1に紐付け、2時点の人口を使用して線形補間を行う。

(2) 合併

合併が起きた場合には、対応表を元に JISCODE2(合併後住所)を JISCODE1(合併前住所)に紐付けしたあと、JISCODE2 が同じ市区町村の人口を合算することで仮想的に最新年と同じ市区町村分けを作成し線形補間を行う(図 5)。

(3) 分割

分割の場合には、JISCODE2 を JISCODE1 に紐付けたあと、市区町村変遷対応表内にある WEIGH を用いて最新年の市区町村分けに重み付けで人口を分割する。その後、対応した 2 時点間でそれぞれ線形補間を行う(図 6)。

(4) 分割後合併

分割後合併の場合には JISCODE2 を JISCODE1 に紐付けたあと、市区町村変遷対応表内にある WEIGH を用いて最新年の市区町村分けに重み付けで人口を分割する。その後、紐付けられた JISCODE2 が同じ市区町村の人口を合算し仮想的な人口を作成し線形補間を行う(図 7)。

(倫理面への配慮)

本研究に用いた資料は全て公開データに基づいているため、倫理面において問題になることはない。

C・D. 研究結果および考察

本手法による補間では以下の課題が残っている。

(ア) 三宅村の人口

平成 12 年国勢調査の際、三宅島噴火により、全島民が島外へ避難したことにより、東京都三宅村の人口は 0 となってい

る。この場合どのように取り扱うのか。

(イ) 外挿した場合の取り扱い

外挿において地区・年齢階級によっては人口が負の値になる地区も存在する。単純に 0 と置き換えてよいか。

(ウ) 線形補間の区間 (基準点をどうするか)

線形補間は国勢調査が行われた 5 年間で直近分の市区町村区分けに紐づけして行っているが実際には全期間で統一した方がいいのではないか。

(エ) 使用する市区町村変遷対応表基準日

市区町村変遷対応表は現在取得を各国政調査が行われた年の 10 月 1 日を基準日としているが、より細かく基準日を設定する必要がある可能性がある。

(オ) WEIGHT の使用について

分割の際に利用する市区町村変遷対応表の重み(WEIGHT)は土地面積比により作成されているが、面積が大きい人口は少ないという土地に分割を行った場合には、実際の人口から大きく乖離し、線形補間が不安定になる場合がある。

静岡県浜松市の例

静岡県浜松市は 2009 年 9 月 1 日に中区、東区、西区、南区、北区、浜北区、天竜区の 7 区に分割された。2010 年における各区の人口割合は、浜松市人口割合

図 9. . 浜松市人口割合

図 9 の通りであるが、図 9 にある通り本来人口が最も少ない天竜区に対する WEIGHT が最大となっ

いる。2005年時点の浜松市の人口を2010年の区分けに対応させるためのWEIGHTを用いた分割時に天竜区の人口は2005年時点の人口399千人に0.626657をかけたおよそ250千人と算出される。しかし、2010年時点の人口は16千人とその差が大きい、そのため補間も実際の人口推移とは乖離するものになってしまう。

E. 結論

本報告書に記載した方法で作成した補間人口データは1985年、1990年、1995年、2000年、2005年、2010年の国勢調査のデータの線形補間法について記述した。作成したデータは1986年～1989年、1991年～1994年、1996年～1999年、2001年～2004年、2006年～2009年の単年データである。これらのデータはそれぞれ直近の国勢調査に対応する市区町村区分けに変換しているのみ(例えば、1986年～1989年であれば1990年に変換)であり、全期間を通して同じ市町村区分けを利用している訳でないことに注意されたい。今後は2000年などのようにある特定の時点の市区町村区分けに変換し、全期間で比較・対応可能なデータの

作成を行いたい。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況 (予定を含む)

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

引用文献

[1] 桐村 喬, 「Municipality Map Maker
ウェブ版 市区町村区域のGISデータ生成
ツール」,
<<http://www.tkimura.com/mmm/>> (参照
2016年4月2日).

2000年	2001年	2002年	2003年		2004年	2005年
			～10/1	10/1～		
上村	上村	上村	上村	あさぎり町	あさぎり町	あさぎり町
免田町	免田町	免田町	免田町			
岡原村	岡原村	岡原村	岡原村			
須恵村	須恵村	須恵村	須恵村			
深田村	深田村	深田村	深田村			

図 1. 2000年から2005年間で行われた熊本県球磨郡あさぎり町合併の変遷



図 2. 2000 年から 2005 年における合併を考慮した線形補間のイメージ

NO	DATE1	JISCODE1	PNAME1	GNAME1	CNAME1	WEIGHT	DATE2	JISCODE2	PNAME2	GNAME2	CNAME2
469	20001001	43502	熊本県	球磨郡	上村	1	20051001	43514	熊本県	球磨郡	あさぎり町
470	20001001	43503	熊本県	球磨郡	免田町	1	20051001	43514	熊本県	球磨郡	あさぎり町
471	20001001	43504	熊本県	球磨郡	岡原村	1	20051001	43514	熊本県	球磨郡	あさぎり町
472	20001001	43508	熊本県	球磨郡	須恵村	1	20051001	43514	熊本県	球磨郡	あさぎり町
473	20001001	43509	熊本県	球磨郡	深田村	1	20051001	43514	熊本県	球磨郡	あさぎり町

図 3. 市区町村変遷対応表の例

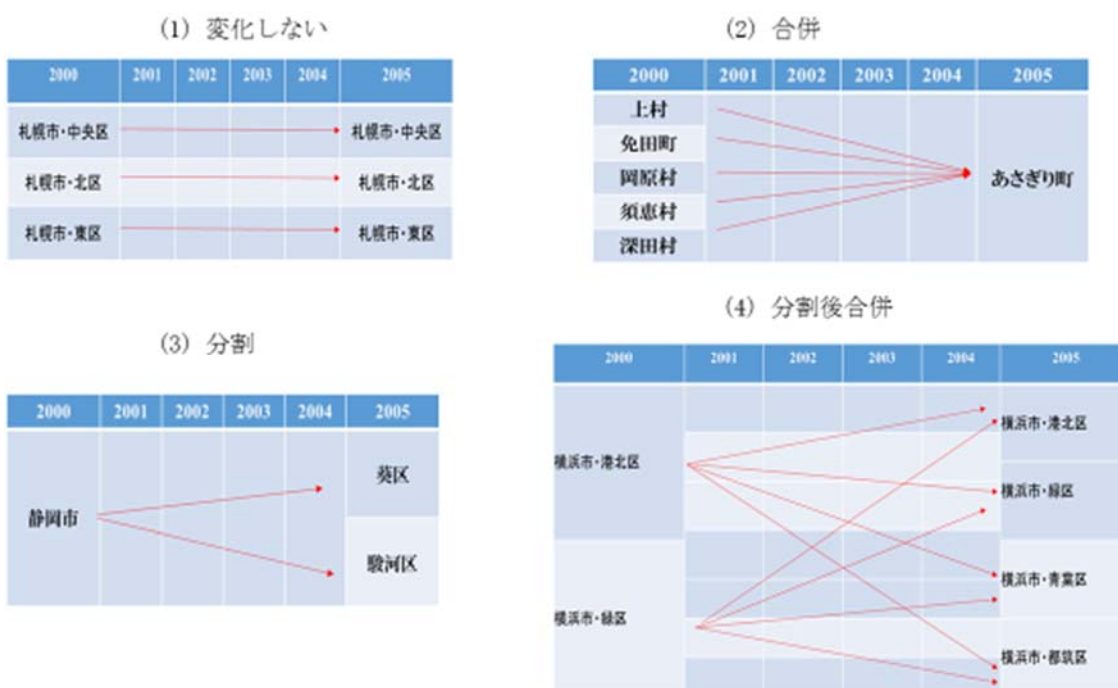


図 4. 市区町村変遷パターン



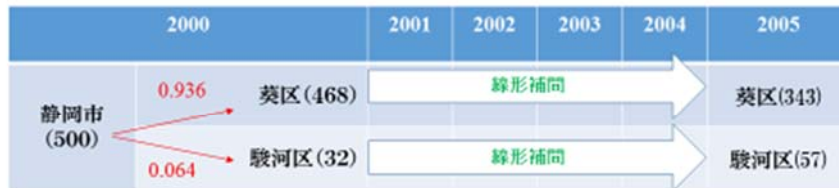
① 市区町村変遷対応表を元にあさぎり町を2000年時点の上村・免田町・岡原村・須恵村・深田村に紐付け、人口を合算することで2000年時点の仮想的なあさぎり町人口を作成。

② ①にて作成した2000年のあさぎり町人口と2005年のあさぎり町人口で線形補間。つまり、

$$x\text{年の人口} = 210 + \frac{135 - 210}{2005 - 2000} \times (x - 2000), \quad x = 2001, \dots, 2004$$

図 5. 市区町村変遷・合併の例。カッコ内は仮想的な人口（千人）を表す

NO	DATE1	JISCODE1	PNAME1	GNAME1	CNAME1	WEIGHT	DATE2	JISCODE2	PNAME2	GNAME2	CNAME2
448	20001001	22201	静岡県	静岡市		0.936	20051001	22101	静岡県	静岡市	葵区
448	20001001	22201	静岡県	静岡市		0.064	20051001	22102	静岡県	静岡市	駿河区

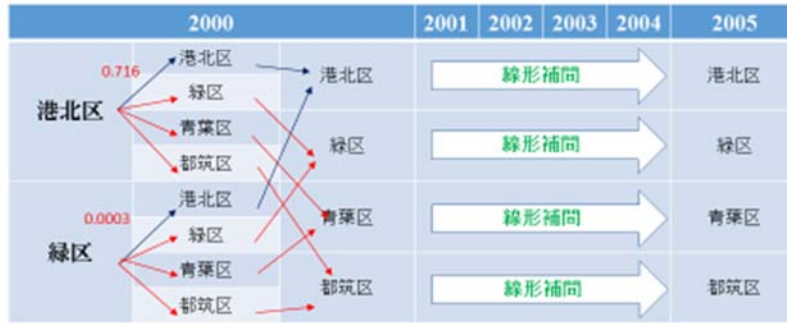


① 市区町村変遷対応表を元に葵区・駿河区を2000年時点の静岡市と紐付け、対応表内のWEIGHTを用いて人口を分割

② 分割させた2000年時点の葵区・駿河区人口と2005年時点の葵区・駿河区人口でそれぞれ線形補間

図 6. 分割時に関する市区町村変遷対応表と市区町村変遷・分割の例

NO	DATE1	JISCODE1	PNAME1	GNAME1	CNAME1	WEIGHT	DATE2	JISCODE2	PNAME2	GNAME2	CNAME2
360	19901001	14109	神奈川県	横浜市	港北区	0.71641	19951001	14109	神奈川県	横浜市	港北区
360	19901001	14109	神奈川県	横浜市	港北区	0.000858	19951001	14113	神奈川県	横浜市	緑区
360	19901001	14109	神奈川県	横浜市	港北区	0.000889	19951001	14117	神奈川県	横浜市	青葉区
360	19901001	14109	神奈川県	横浜市	港北区	0.282043	19951001	14118	神奈川県	横浜市	都筑区
361	19901001	14113	神奈川県	横浜市	緑区	0.000319	19951001	14109	神奈川県	横浜市	港北区
361	19901001	14113	神奈川県	横浜市	緑区	0.332717	19951001	14113	神奈川県	横浜市	緑区
361	19901001	14113	神奈川県	横浜市	緑区	0.46172	19951001	14117	神奈川県	横浜市	青葉区
361	19901001	14113	神奈川県	横浜市	緑区	0.205244	19951001	14118	神奈川県	横浜市	都筑区



- ① 市区町村変遷対応表を元に2000年時点の区を, 対応表内のWEIGHTを用いて人口を分割.
- ② 分割させた2000年時点の区を2005年時点の区分けを用いて合算
- ③ 合算させた人口を2005年人口と対応させ線形補間

図 7. 分割後合併時に関する市区町村変遷対応表と市区町村変遷・分割の例

市	区名	2010年総人口	DATE1	JISCODE1	GNAME1	CNAME1	WEIGHT	DATE2	JISCODE2	GNAME2	CNAME2
浜松市	中区	119044	20051001	22202		浜松市	0.029425	20101001	22131	浜松市	中区
	東区	63053	20051001	22202		浜松市	0.03097	20101001	22132	浜松市	東区
	西区	56162	20051001	22202		浜松市	0.056619	20101001	22133	浜松市	西区
	南区	51420	20051001	22202		浜松市	0.031523	20101001	22134	浜松市	南区
	北区	46260	20051001	22202		浜松市	0.180607	20101001	22135	浜松市	北区
	浜北区	44915	20051001	22202		浜松市	0.044198	20101001	22136	浜松市	浜北区
	天竜区	16292	20051001	22202		浜松市	0.626657	20101001	22137	浜松市	天竜区

図 8. 浜松市人口割合

図 9. 市町変遷対応表 (一部抜粋)

厚生労働科学研究費補助金
(政策科学総合研究事業 (統計情報総合研究))
平成 27 年度～平成 28 年度総合研究報告書 (資料 3)

市区町村別地理的剥奪指標を用いた全死亡・主要死因別年齢調整死亡率の
社会経済格差の推移

研究代表者 伊藤ゆり 大阪府立成人病センター がん予防情報センター 主任研究員
研究分担者 近藤尚己 東京大学大学院医学系研究科 准教授
研究分担者 中谷友樹 立命館大学文学部 (立命館大学歴史都市防災研究所 兼任) 教授
研究協力者 米島万有子 立命館大学衣笠総合研究機構 専門研究員
研究協力者 福井敬祐 大阪府立成人病センター がん予防情報センター 研究員

研究要旨

人口動態統計の二次利用データを用いて、市区町村別の地理的剥奪指標 (Areal Deprivation Index: ADI) に基づき、全死亡および主要死因別の年齢調整死亡率の社会経済格差の年次推移を分析した。分析にあたり、準備したデータの加工手順を本報告に記す。市区町村合併・分割による市区町村の変化の影響を除去するために、2010 年時点の市区町村区分をベースとし、分割した市区町村は分割前のものに再統合した 1840 の市区町村区分を用いた。ADI は国勢調査データを用いるため、1990～2010 年の国勢調査実施年のものを使用した。市区町村別・性・年齢階級別人口は、国勢調査実施年以外の年は線形回帰により内挿補間した (2011～2014 年は外挿補間)。各国勢調査実施年の ADI はもっとも近い国勢調査実施年となるように人口、死亡データに割り当てた。

市区町村別の 0～84 歳の年齢調整死亡率を ADI の国勢調査年別に算出し、市区町村別 ADI と死亡率の相関関係をみた。また、ADI を人口で重みづけした 5 分位・100 分位の群に分け、単年ごとに全死亡および主要死因の年齢調整死亡率を算出し、格差の指標を格差勾配指数 (Slope Index of Inequalities: SII) および格差相対指数 (Relative Index of Inequalities: RII) で示した。また格差の年次推移を Joinpoint regression model により分析した。全死亡では格差勾配指数 (SII)、格差相対指数 (RII) とともに、男性の格差が大きかった。女性では男性に比べ格差が小さいものの、拡大傾向にあった。死因別では、絶対指標の格差勾配指数 (SII) でみると、男性ではがん死亡における格差が最も大きく、女性では東日本大震災のあった時期では不慮の事故における死亡の格差が大きかった。格差相対指数 (RII) でみた場合、男女とも不慮の事故における死亡率格差が最も大きく、東日本大震災の年が含まれる時期では突出していた。男性では、不慮の事故に次いで自殺における死亡率格差が大きく、特に 2000 年代で顕著であった。今後、年齢区分毎の分析や都道府県の影響など、詳細の分析を通して、格差の生じる要因の探索を行い、健康格差縮小に向けた基礎資料としたい。

A. 研究目的

第2次健康日本21の計画において、「健康寿命の延伸と健康格差の縮小」が目標に掲げられたが、我が国の公的統計を用いた健康格差のモニタリング体制は十分ではない。そこで、本研究班では、現状で利用可能な公的統計を用いた健康格差指標の分析を通して、現行の公的統計での限界や課題を抽出する。本課題では、市区町村レベルの地理的剥奪指標（Areal Deprivation Index: ADI）と1985～2014年の人口動態統計データおよび、国勢調査より得られた人口を用いて、地理的剥奪指標別の全死亡および主要死因別の0～84歳の年齢調整死亡率を算出する。

B. 研究方法

<使用したデータ>

- ① 死亡データ：1985～2014年人口動態統計データを使用した。ただし、主要死因別の分析はICD-10への変更以降の1995～2014年データを使用した。
- ② 人口データ：1985～2014年の市区町村別、性別・年齢階級別人口を国勢調査年ごとに入手し、国勢調査年以外の年は線形回帰により内挿（2011～2014年は外挿）した。詳細は福井の報告を参照。
- ③ 市区町村別地理的剥奪指標：中谷らがJGSS調査データより推定した式を用いて、国勢調査に基づき、1990～2010年の国勢調査対象年ごとに作成したものを使用した。ADIは数値が大きいほど、社会的に剥奪されている人が多く住む地域を意味し、5分位で言えば、Q1が最も裕福な人が多く住む地域で、Q5が最も社会経済指標の低い人が住む地域といえる。この指標の詳細は中谷らの報

告書を参照。

- ①～③の対応年は表1に示した。

<解析方法>

市区町村別 ADI5 分位ごとの年齢調整死亡率の推移

市区町村別 ADI5 分位ごとに0-84歳の年齢調整死亡率を全死亡および主要死因別に算出し、その経時変化を検討した。経時変化は単年と5年ごとの分析を行った。

格差の指標

市区町村別 ADI に対応する国勢調査年ごとに、人口で重みづけした5分位（Q1～Q5）および100分位で分け（Q1～Q100）、1年ごとに年齢調整罹患率を算出した。Q1～Q5またはQ1～Q100の年齢調整死亡率を分散重み付き最小二乗法により回帰し、その回帰係数をもとに、格差の絶対指標として格差勾配指数（Slope Index of Inequalities: SII）および相対指標として格差相対指数（Relative Index of Inequalities: RII）を算出した。

$$ASMR_i = \beta_{ADI} a_i + e_i$$
$$i = 1, \dots, x \text{ (x は分位数)}$$

$$SII = \beta_{ADI} \times (x - 1)$$

SIIは、分散重み付き最小二乗法により推定されたQ_xとQ₁の年齢調整死亡率の推定値の差に等しい。

$$RII = SII / ASMR_{all}$$

RIIは、SIIをQ1-Q_x全グループの年齢調整死亡率（ASMR_{all}）で除することで、どの年齢層・死因における格差が大きいかな

どサブグループ間での格差の大小の比較が可能となる。

ADI 別年齢調整死亡率及び格差指標の推移

1995-2014 年死亡の推移を 5 年ずつまとめた結果の推移と単年の年次推移について分析した。

5 分位ごとの年齢調整死亡率の年次推移および格差指標 SII・RII の単年の年次推移は Joinpoint regression model を用いて分析した。[1, 2]

年齢調整死亡率は昭和 60 年の日本人モデル人口を標準人口とし、直接法により算出した。分析には Stata Ver. 13.1 を用いた。[3]

(倫理面への配慮)

本研究は、人口動態統計および国勢調査の市区町村別集計データを用いた記述疫学研究であり、本人同意取得の原則は適用されないが、市町村コードを含む人口動態統計の分析においては、結果の提示においては個人が同定されないよう 3 人未満の集計結果に関しては表として提示しないなどの配慮を行う。

C. 研究結果

市区町村別 ADI5 分位別全死亡および主要死因別年齢調整死亡率の推移(5 年ごと)を図 1-1~1-7 および表に示した。全死亡における年齢調整死亡率の格差勾配指数(SII)は男性では 2000-2004 年で最大の人口 10 万対 102.5 (95% CI: 100.5-104.5) となり、2010-2014 年では、87.0 (95% CI: 85.3-88.7) と最も小さくなった。女性では、2010-2014 年が最大で 30.2 (95% CI: 29.1-31.3) であり、男性よりも格差勾配指数は小さかった

(図 2-1、表 2)。格差相対指数 RII でみると、男女ともやや拡大傾向にあった(図 3-1、表 2)。主要死因別にみた SII では男性では、がんが最も格差が大きかった。男女とも、2011 年の東日本大震災の影響で不慮の事故による格差が絶対指標、相対指標ともに 2010-2014 年の死亡において大きくなった(図 2-2、図 3-2、表 2)。

市区町村別 ADI5 分位別の年齢調整死亡率の年次推移を死因別に図 4-1~4-7 に示した。男女とも、どの死因および ADI 群においても、近年、年齢調整死亡率は減少傾向にあった。自殺は特に男性で異なるトレンドを示し、1990 年代半ばにピークがあり、2000 年代後半から減少傾向がみられた(図 4-7)。また、不慮の事故は東日本大震災があった 2011 年で Q4 および Q5 において、高い死亡率を示した(図 4-6A)。全体の傾向を見るために阪神淡路大震災のあった 1995 年および東日本大震災のあった 2011 年を削除したデータでの Joinpoint regression model の結果も示した(図 4-6B)。

格差指標 SII, RII の年次推移も Joinpoint regression model により分析した(図 5-1-1A~図 5-7-2, 表 3-1, 表 3-2)。全死亡の SII (図 5-1-1A), RII (図 5-1-2A) とともに、2011 年が突出して高くなっていた。そのため、この影響を除外した Joinpoint regression model による分析結果についても提示した(図 5-1-1B、図 5-1-2B)。2011 年の影響を除外すると、男性で SII は 2006 年までは横ばいであったが、2006 年以降減少傾向に転じた。RII でみると、2005 年まで格差は拡大傾向にあったが、2005 年から格差が縮小傾向に転じた。女性は SII でみ

ると、1985-2014年まで横ばいであるが、RIIでは統計的に有意な格差拡大傾向が見られた(図5-1-1B,表3-1,表3-2)。

D. 考察

市区町村別ADIを用いて全死亡・主要死因別の0-84歳の年齢調整死亡率において、社会経済格差を観察した。全死亡では絶対指標である格差勾配指数(SII)、相対指標である格差相対指数(RII)とともに、男性の格差が大きかった。女性では男性に比べ格差が小さいものの、拡大傾向にあった。死因別では、格差勾配指数(SII)でみると、男性ではがん死亡における格差が最も大きく、女性では東日本大震災のあった時期では不慮の事故における死亡の格差が大きかった。格差相対指数(RII)でみた場合、男女とも不慮の事故における死亡率格差が最も大きく、東日本大震災の年が含まれる時期では突出していた。不慮の事故に次いで、男性では自殺における死亡率格差が大きく、特に2000年代で顕著であった。

絶対指標において、女性より男性の死亡率格差が大きいのは、男性の平均余命に比べ女性の平均余命が長いことが影響していると考えられるが、相対指標における違いについては、死因別の結果と合わせて検討する必要がある。女性の死亡率格差が拡大している点については、震災の影響を除去しても残るため、要因を調べる必要がある。

東日本大震災の年やその年が含まれる時期の死亡率において格差が大きかったのは、最も剥奪されている地域(Q5)に震災被害に遭った東北地方の市区町村が多く含まれていたためと考えられる。被害地域を除外した分析との比較や、阪神・淡路大震災の影響とを比較するなど、さらなる分析・考察が

必要である。

男性の自殺における特異なトレンドはバブルの崩壊やリーマンショックなど経済状況の変化と合わせて検討を行う必要がある。格差のトレンドにおける都道府県間の違いなども他の地域経済指標等と合わせた分析を行う必要がある。

今回の分析は単純なADI分位群ごとの層別分析であるため、都道府県などより大きな単位での地域の影響などは考慮できていない。階層構造を考慮したマルチレベル分析や、高度な空間疫学的手法を適用し、全死亡・死因別死亡における社会経済格差をよりクリアに表現していく予定である。

日本における全死亡や主要死因別の死亡率の社会経済格差については、1990年代までの人口動態統計によるもの[4,5]や、近年のコホート研究によるもの[6-9]が報告されている。これらの研究結果とは、対象とする年齢区分や死因(疾患)、社会経済指標の違いがあるため単純な比較はできないものの、日本における社会経済格差の存在を示す意味では大きく異なる結果ではなかった。

市区町村という単位は人口規模がかなり大きいため、先行研究におけるコホート研究に使用したもの[9]や、地域がん登録資料に適用した事例[10]に用いた地理的剥奪指標が町字単位であることと比べると、地理的剥奪指標としては影響度が薄まり、格差を過小評価している可能性がある[11]。今後、人口動態統計のオンライン届出分の住所情報を用いて、より小地域の地理的剥奪指標を用いた分析が可能かどうかの検討を行っていく。

また、死因ごとや年齢区分(小児・若年・中年・高齢者など)に時系列の詳細分析を行うことで、全死亡における社会経済格差の

トレンドを明らかにし、関連する要因を探索し、健康格差対策に役立てたい。

E. 結論

国勢調査データに基づく市区町村別地理的剥奪指標を人口動態統計に付与し、市区町村単位での全死亡・主要死因別の年齢調整死亡率の格差とそのトレンドについて、その集計結果を報告した。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

(予定を含む)

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

引用文献

1. Kim HJ, Fay MP, Feuer EJ, Midthune DN. Permutation tests for joinpoint regression with applications to cancer rates. *Stat Med* 2000; 19: 335-351.

2. Statistical Research and Applications Branch, National Cancer Institute. Joinpoint Regression Program, Ver. 4.2.0.2. In 3.3 Edition. 2015.

3. StataCorp. Stata Statistical

Software: Release 13. College Station, TX: StataCorp LP. 2013.

4. Fukuda Y, Nakamura K, Takano T. Municipal socioeconomic status and mortality in Japan: sex and age differences, and trends in 1973-1998. *Soc Sci Med* 2004; 59: 2435-2445.

5. Fukuda Y, Nakamura K, Takano T. Cause-specific mortality differences across socioeconomic position of municipalities in Japan, 1973-1977 and 1993-1998: increased importance of injury and suicide in inequality for ages under 75. *Int J Epidemiol* 2005; 34: 100-109.

6. 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.

7. Honjo K, Iso H, Fukuda Y et al. Influence of municipal- and individual-level socioeconomic conditions on mortality in Japan. *Int J Behav Med* 2014; 21: 737-749.

8. Honjo K, Iso H, Nakaya T et al. Impact of neighborhood socioeconomic conditions on the risk of stroke in Japan. *J Epidemiol* 2015; 25: 254-260.

9. Nakaya T, Honjo K, Hanibuchi T et al. Associations of all-cause mortality with census-based neighbourhood deprivation and population density in Japan: a multilevel survival analysis. *PLoS One* 2014; 9: e97802.

10. Ito Y, Nakaya T, Nakayama T et al. Socioeconomic inequalities in cancer survival: a population-based study of adult patients diagnosed in Osaka, Japan, during

the period 1993-2004. *Acta Oncologica* 2014; [in press].

11. Woods LM, Rachet B, Coleman MP. Choice of geographic unit influences

socioeconomic inequalities in breast cancer survival. *British Journal of Cancer* 2005; 92: 1279-1282.

表 1. 使用した各種データの対応年

死亡:人口動態統計	人口:国勢調査年	ADI:国勢調査年
1985	1985	1990
1986	1986	
1987	1987	
1988	1988	
1989	1989	
1990	1990	
1991	1991	
1992	1992	
1993	1993	1995
1994	1994	
1995	1995	
1996	1996	
1997	1997	
1998	1998	2000
1999	1999	
2000	2000	
2001	2001	
2002	2002	
2003	2003	2005
2004	2004	
2005	2005	
2006	2006	
2007	2007	2010
2008	2008	
2009	2009	
2010	2010	
2011	2011	
2012	2012	
2013	2013	
2014	2014	

グレーは線形補間

表 2. 全死亡・主要死因別年齢調整死亡率（0-84 歳）における格差勾配指数（SII）・格差相対指数（RII）のトレンド（5 年単位）

Cause of death	Period	Male					Female						
		SII	95%CI		RII	95%CI		SII	95%CI		RII	95%CI	
All causes	1985-1989	98.6	95.8	101.4	0.149	0.145	0.154	25.6	23.7	27.4	0.071	0.066	0.076
	1990-1994	99.3	96.8	101.8	0.161	0.157	0.165	25.6	24.0	27.2	0.081	0.076	0.086
	1995-1999	99.2	97.0	101.4	0.174	0.170	0.178	24.2	22.7	25.6	0.086	0.081	0.092
	2000-2004	102.5	100.5	104.5	0.201	0.197	0.205	24.9	23.6	26.2	0.103	0.098	0.109
	2005-2009	96.3	94.5	98.1	0.203	0.199	0.207	24.8	23.6	25.9	0.112	0.107	0.118
	2010-2014	87.0	85.3	88.7	0.201	0.198	0.205	30.2	29.1	31.3	0.148	0.142	0.153
Cancer	1995-1999	24.4	23.0	25.7	0.119	0.113	0.126	4.4	3.6	5.3	0.045	0.037	0.055
	2000-2004	24.7	23.5	25.9	0.132	0.125	0.138	4.9	4.1	5.7	0.053	0.045	0.063
	2005-2009	20.9	19.8	21.9	0.120	0.114	0.126	3.6	2.9	4.4	0.042	0.034	0.052
	2010-2014	19.2	18.2	20.2	0.123	0.117	0.129	4.3	3.6	5.0	0.053	0.044	0.062
Heart Diseases	1995-1999	9.6	8.8	10.4	0.126	0.116	0.138	3.8	3.3	4.3	0.096	0.084	0.110
	2000-2004	11.3	10.6	12.0	0.168	0.157	0.179	3.5	3.0	3.9	0.107	0.095	0.122
	2005-2009	12.4	11.7	13.1	0.196	0.185	0.206	4.2	3.8	4.6	0.149	0.136	0.163
	2010-2014	10.8	10.2	11.4	0.189	0.178	0.200	4.2	3.8	4.5	0.170	0.156	0.185
Cerebrovascular Disease	1995-1999	8.2	7.4	9.0	0.119	0.108	0.131	1.8	1.3	2.3	0.046	0.035	0.061
	2000-2004	8.8	8.2	9.4	0.165	0.153	0.177	2.5	2.1	2.9	0.088	0.075	0.103
	2005-2009	9.0	8.5	9.5	0.203	0.191	0.216	3.4	3.0	3.7	0.153	0.138	0.169
	2010-2014	8.1	7.6	8.5	0.227	0.214	0.241	2.8	2.5	3.1	0.167	0.150	0.186
Pneumonia	1995-1999	5.6	5.1	6.2	0.154	0.139	0.170	1.0	0.7	1.3	0.068	0.050	0.092
	2000-2004	5.5	5.0	6.0	0.174	0.159	0.190	1.2	0.9	1.4	0.097	0.077	0.121
	2005-2009	6.2	5.8	6.7	0.205	0.191	0.219	1.3	1.1	1.6	0.125	0.106	0.148
	2010-2014	6.5	6.1	6.9	0.239	0.226	0.253	2.0	1.8	2.2	0.217	0.196	0.240
Accidents	1995-1999	7.0	6.6	7.4	0.360	0.338	0.383	1.9	1.7	2.2	0.262	0.230	0.298
	2000-2004	6.8	6.4	7.2	0.432	0.408	0.456	1.8	1.6	2.0	0.333	0.296	0.375
	2005-2009	6.3	6.0	6.6	0.527	0.501	0.555	1.6	1.5	1.8	0.393	0.352	0.440
	2010-2014	9.8	9.5	10.2	0.863	0.836	0.892	5.6	5.3	5.8	1.043	1.005	1.083
Suicide	1995-1999	9.5	9.0	10.0	0.370	0.351	0.390	1.0	0.7	1.3	0.101	0.075	0.136
	2000-2004	12.8	12.3	13.4	0.418	0.401	0.436	1.0	0.7	1.3	0.098	0.072	0.133
	2005-2009	12.1	11.6	12.7	0.395	0.377	0.413	1.0	0.7	1.4	0.093	0.068	0.129
	2010-2014	7.9	7.3	8.4	0.291	0.272	0.311	0.5	0.2	0.8	0.047	0.025	0.092



図 1-1. 市区町村別 ADI5 分位ごとの年齢調整死亡率 (0-84 歳) の推移：全死亡，上・男性，下・女性

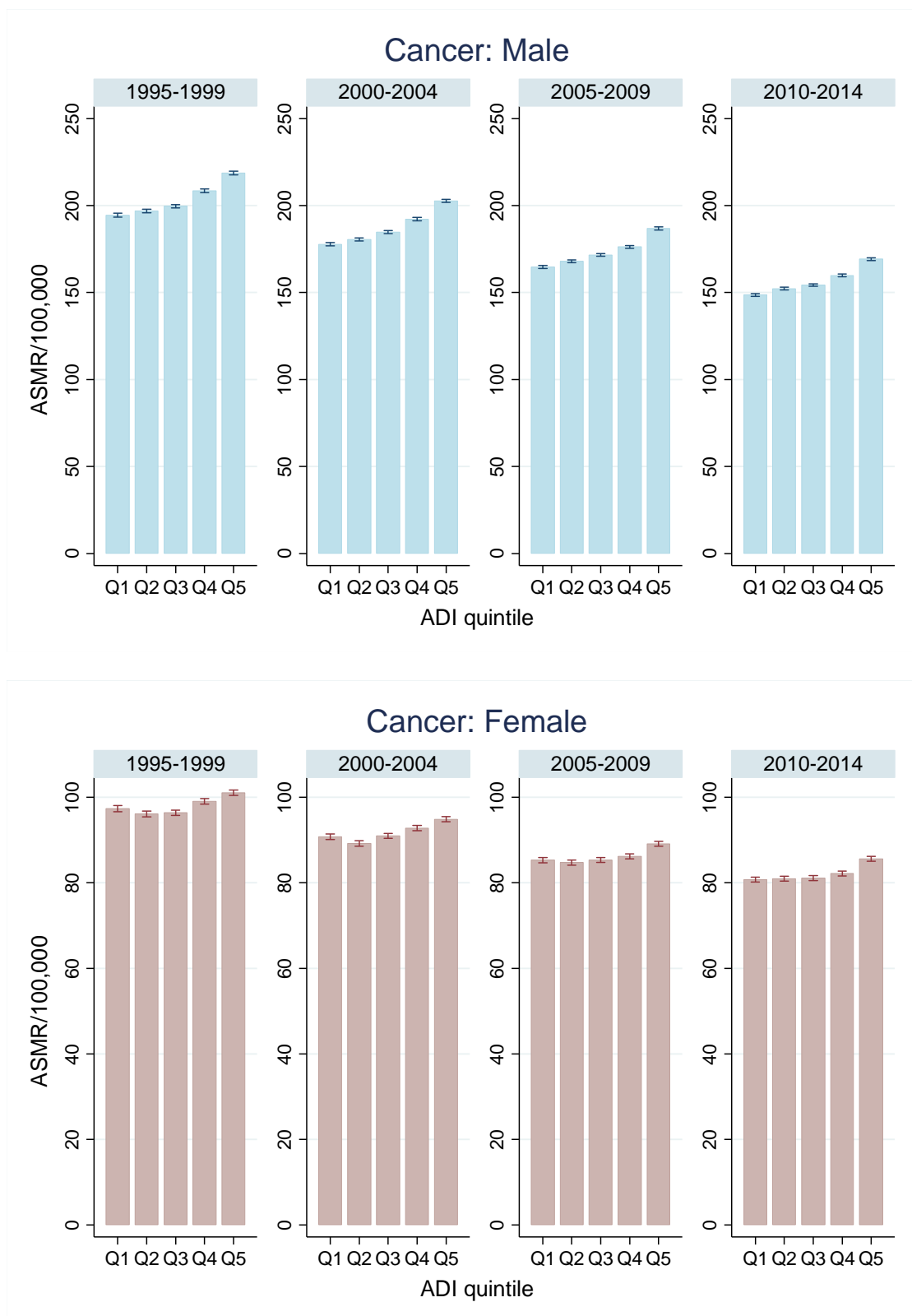


図 1-2. 市区町村別 ADI5 分位ごとの年齢調整死亡率（0-84 歳）の推移：悪性新生物，上・男性，下・女性

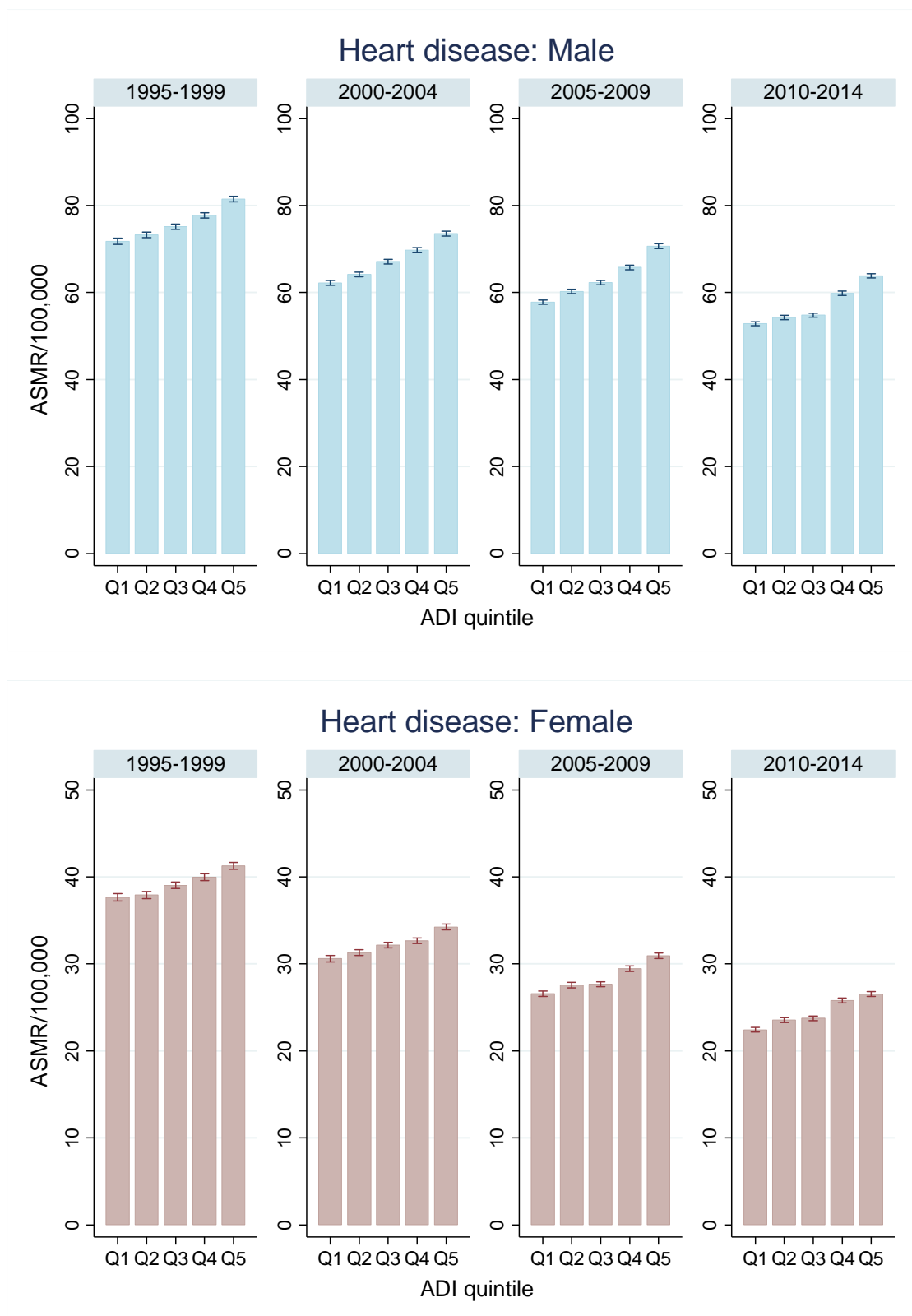


図 1-3. 市区町村別 ADI5 分位ごとの年齢調整死亡率（0-84 歳）の推移：心疾患（高血圧性を除く），上・男性，下・女性

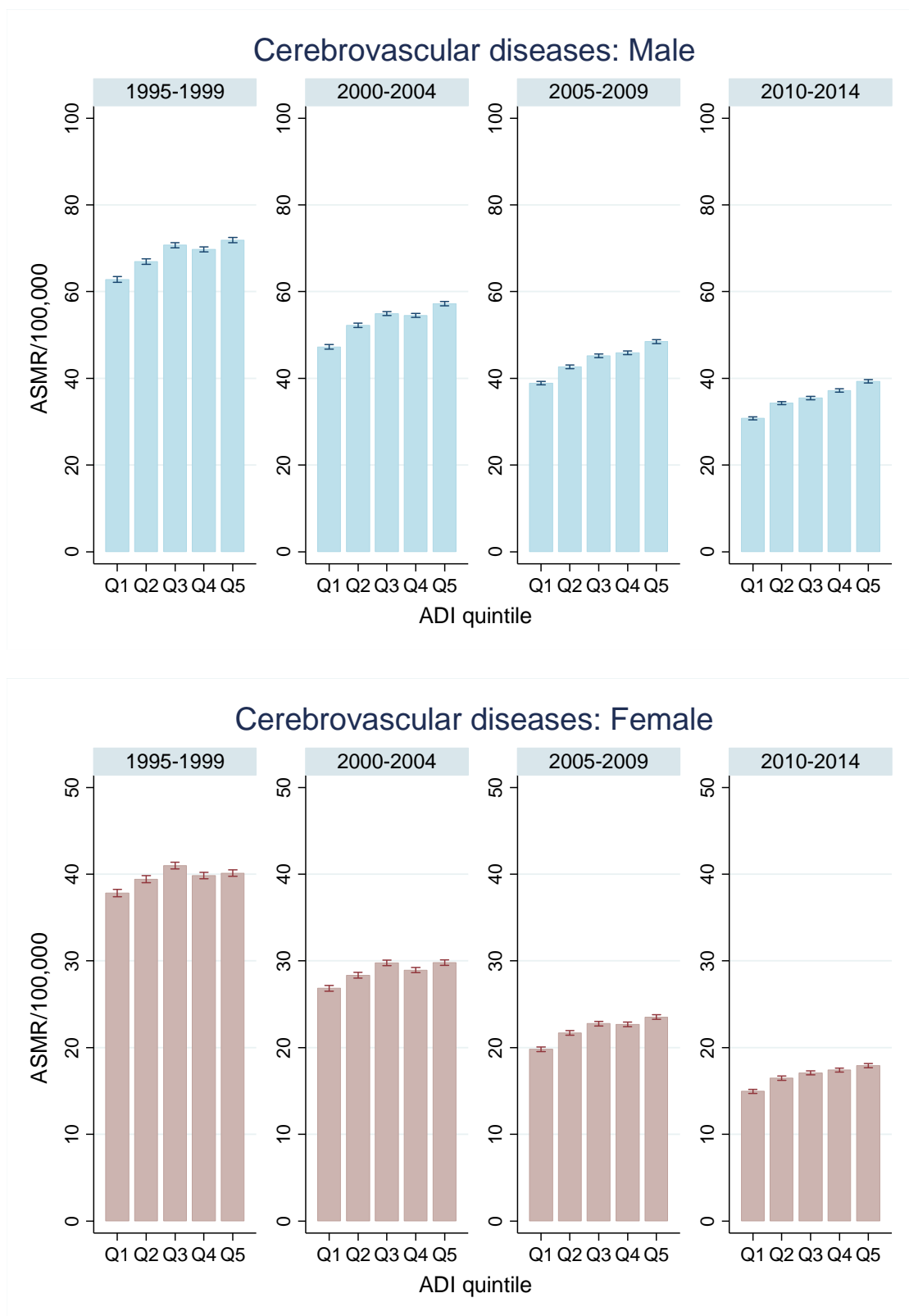


図 1-4. 市区町村別 ADI5 分位ごとの年齢調整死亡率（0-84 歳）の推移：脳血管疾患，上・男性，下・女性

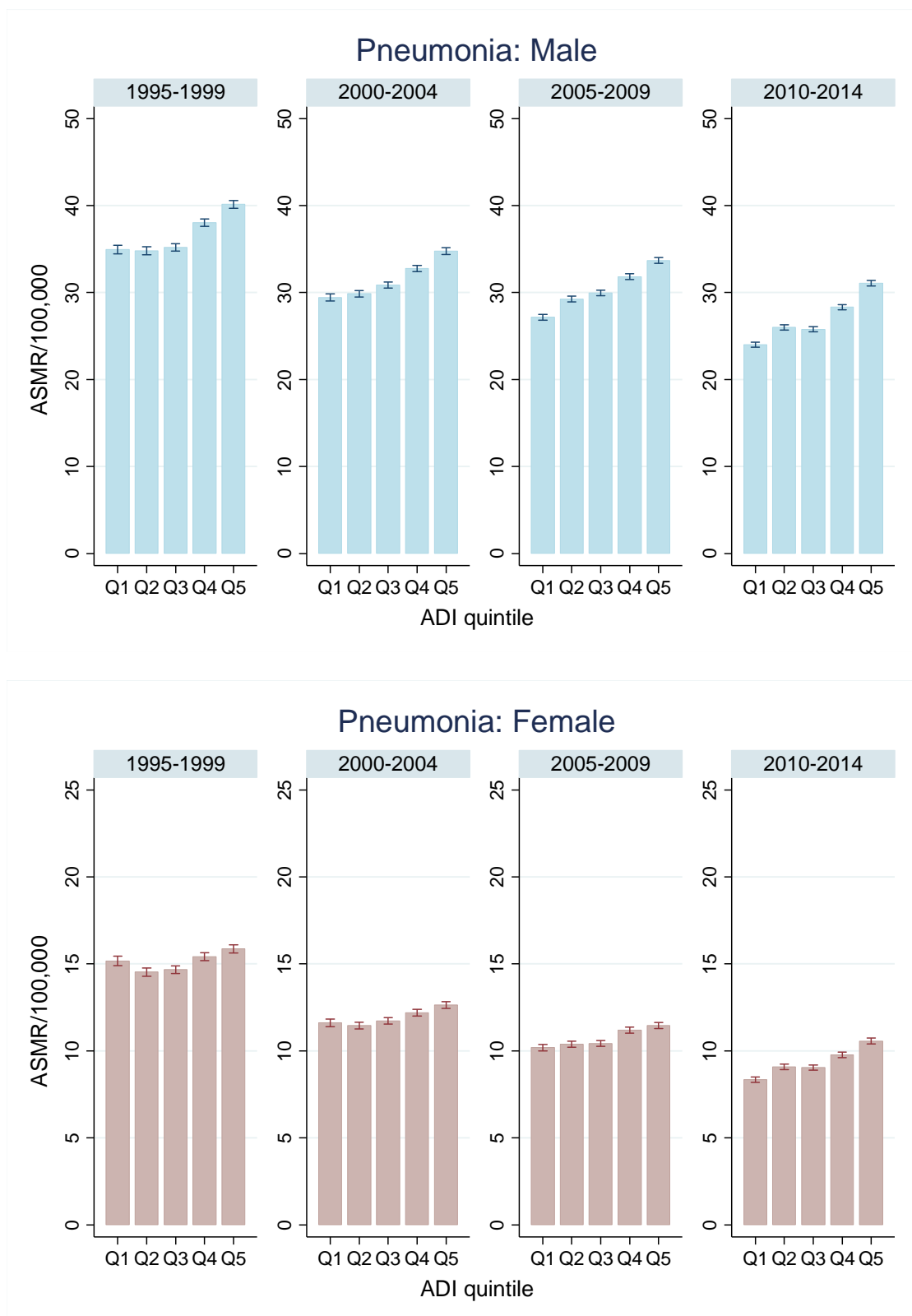


図 1-5. 市区町村別 ADI5 分位ごとの年齢調整死亡率（0-84 歳）の推移：肺炎，上・男性，下・女性

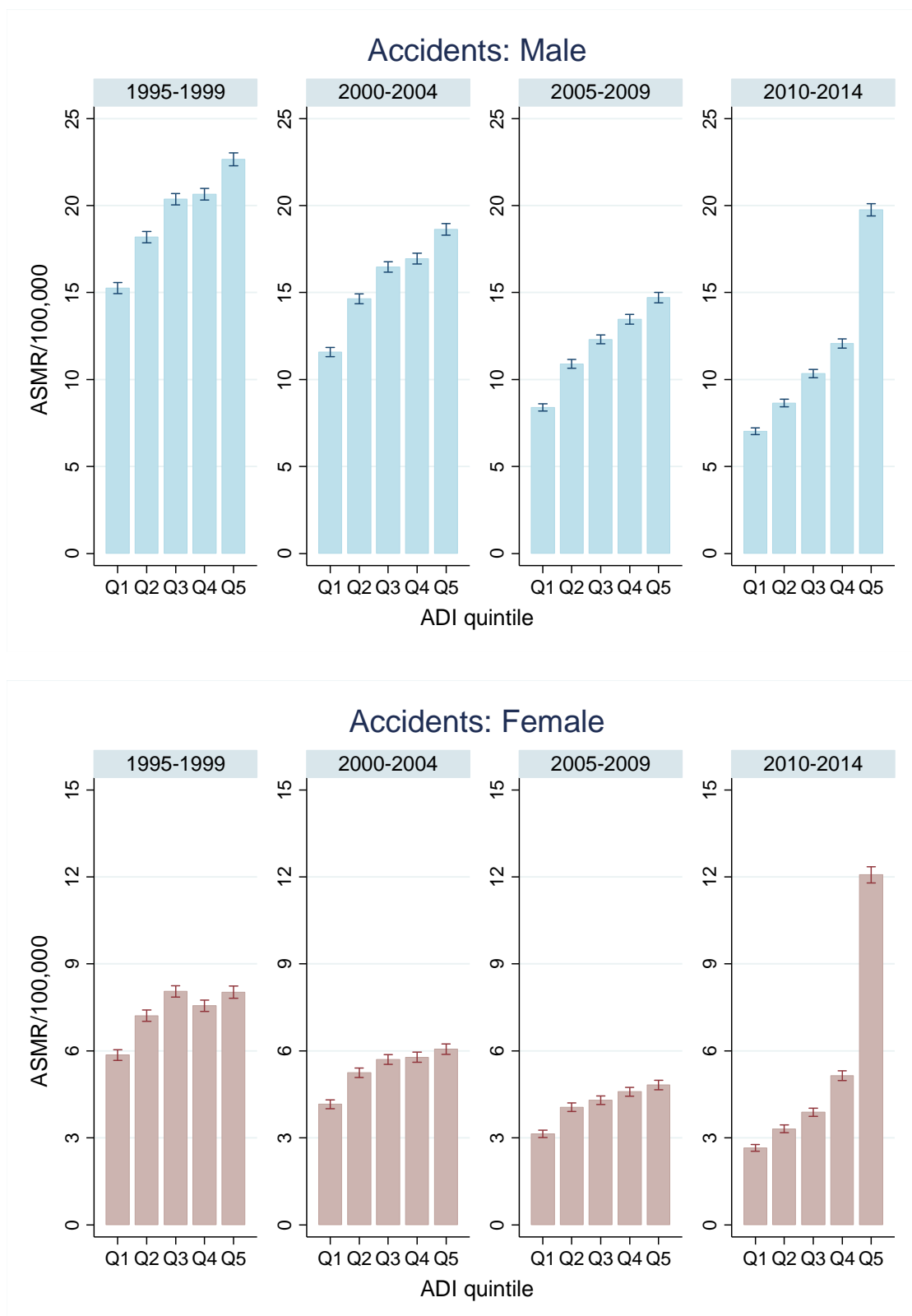


図 1-6. 市区町村別 ADI5 分位ごとの年齢調整死亡率（0-84 歳）の推移：不慮の事故，上・男性，下・女性

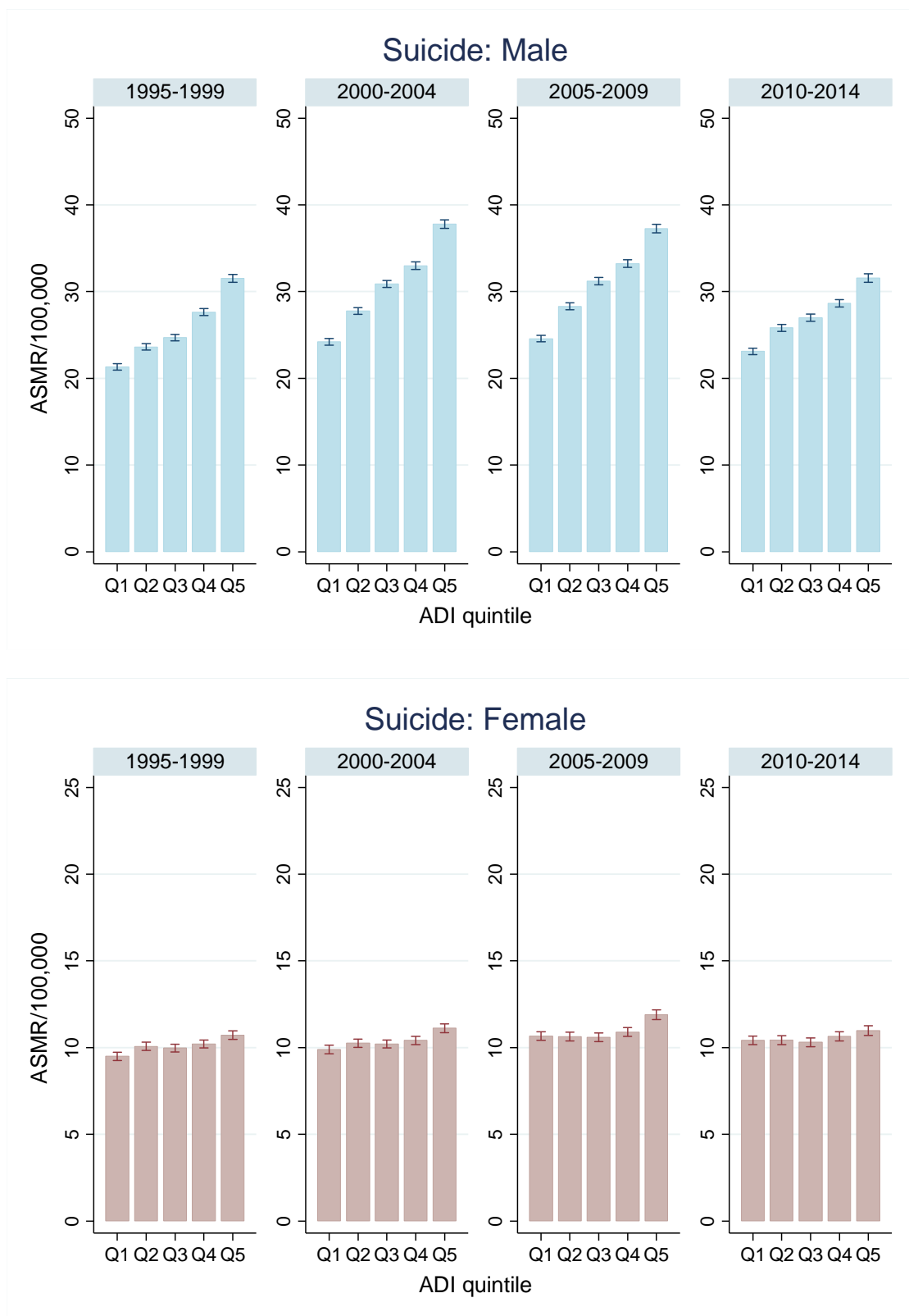


図 1-7. 市区町村別 ADI5 分位ごとの年齢調整死亡率（0-84 歳）の推移：自殺，上・男性，下・女性

Slope Index of Inequalities: All cause of death

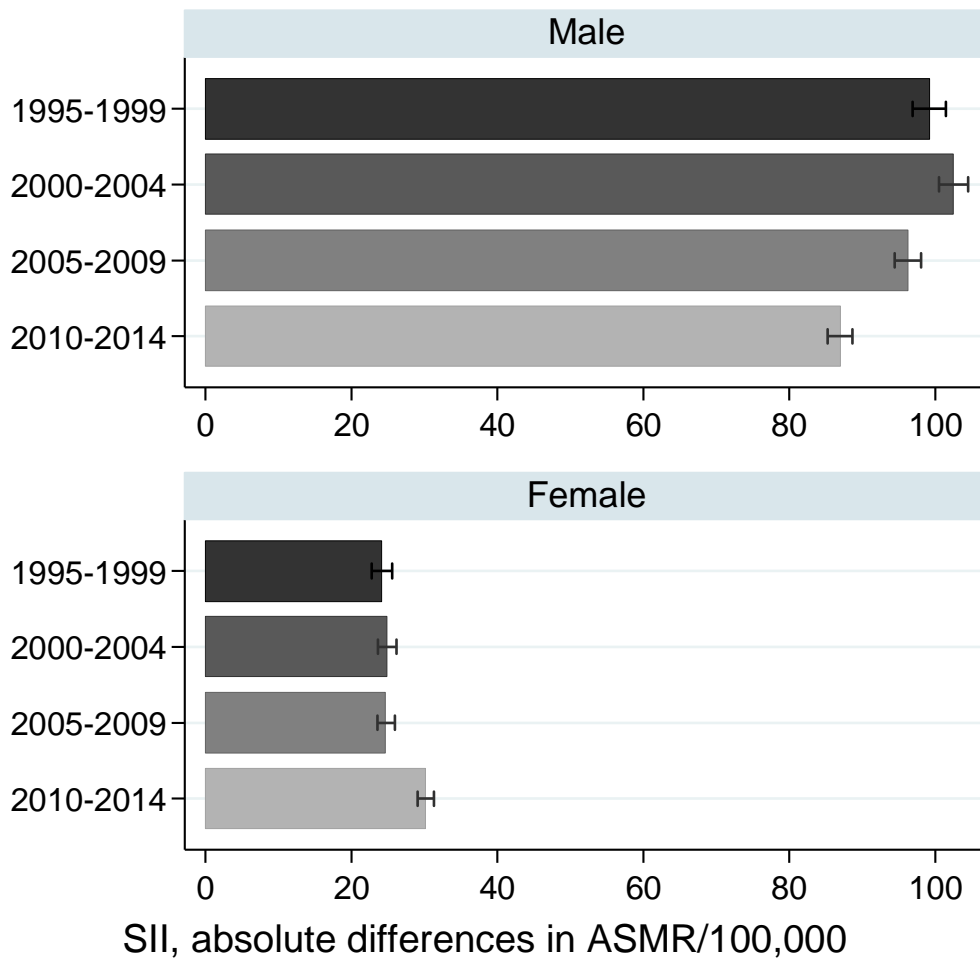


図 2-1. 全死亡における年齢調整死亡率の格差勾配指数 (Slope Index of Inequalities: SII) : Q5 の年齢調整死亡率と Q1 の年齢調整死亡率の差

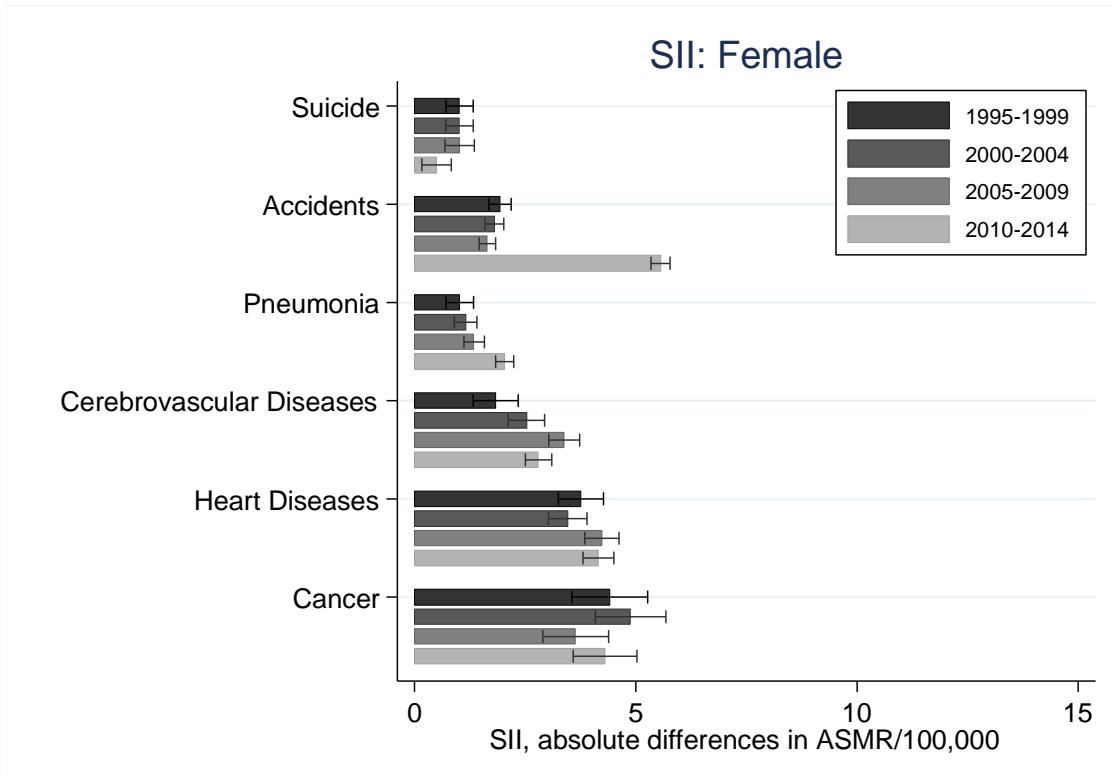
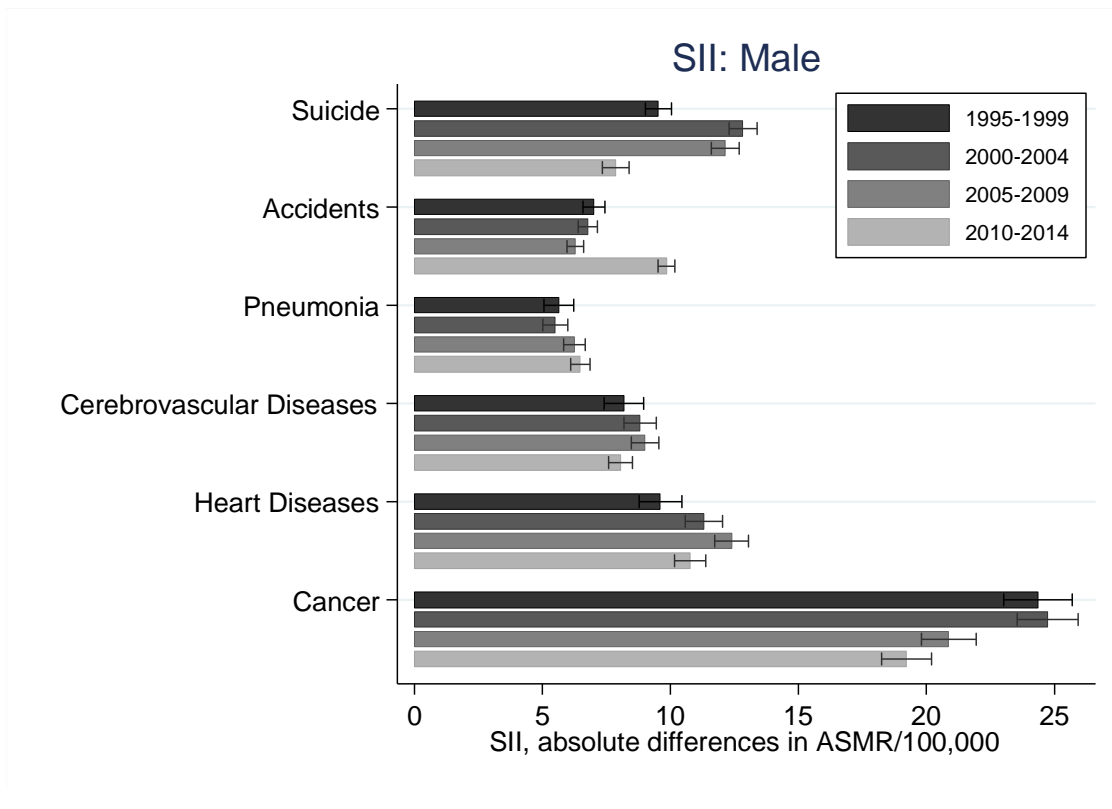


図 2-2. 主要死因別年齢要請死亡率における格差勾配指数 (Slope Index of Inequalities: SII) : Q5 の年齢調整死亡率と Q1 の年齢調整死亡率の差, 上・男性, 下・女性

Relative Index of Inequalities: All cause of death



図 3-1. 全死亡における年齢調整死亡率の格差相対指数 (Relative Index of Inequalities: RII) : SII を Q1-Q5 全体の年齢調整死亡率で除したもの

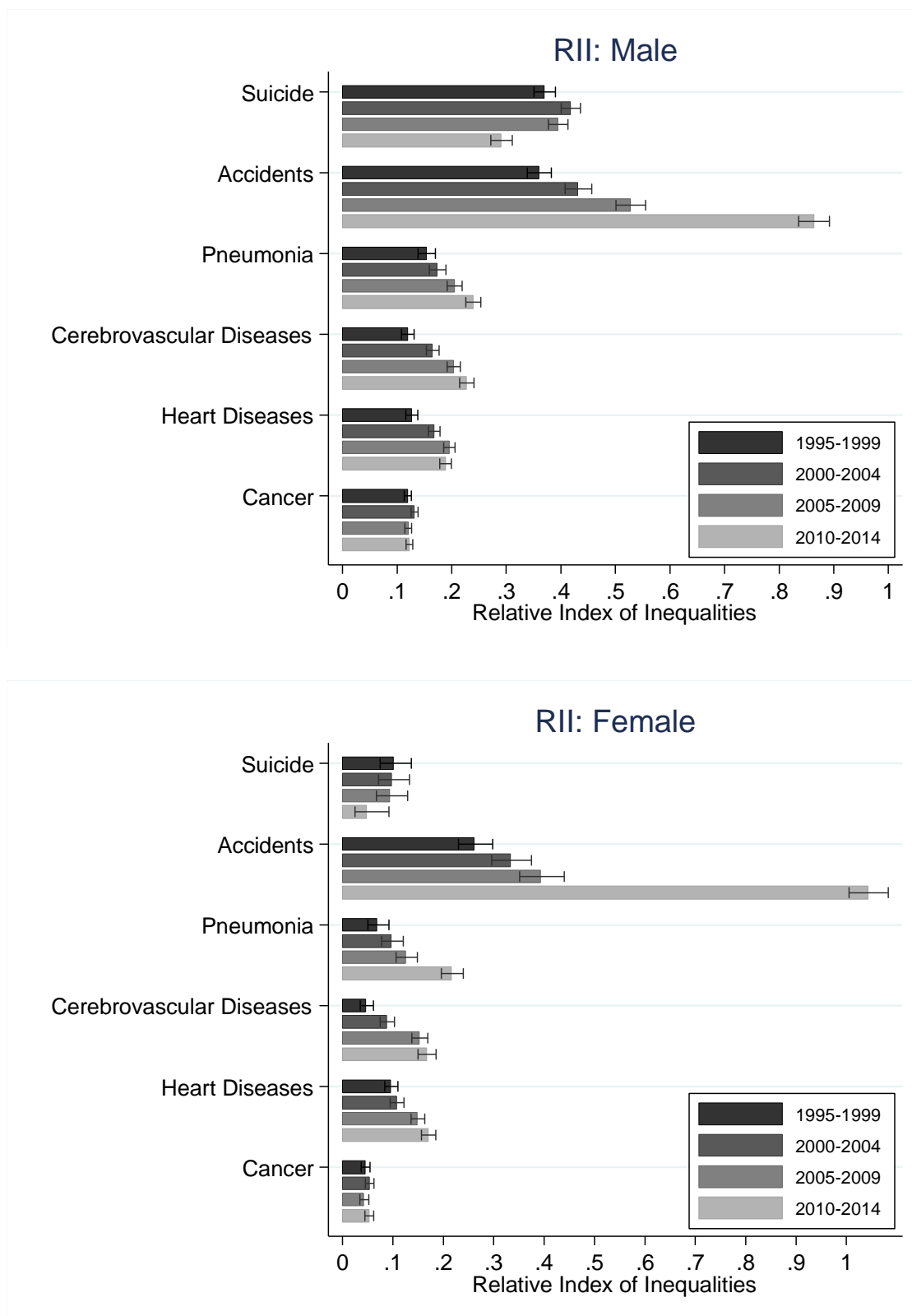


図 3-2. 主要死因別年齢調整死亡率の格差相対指数 (Relative Index of Inequalities: RII) : SII を Q1-Q5 全体の年齢調整死亡率で除したもの, 上・男性, 下・女性

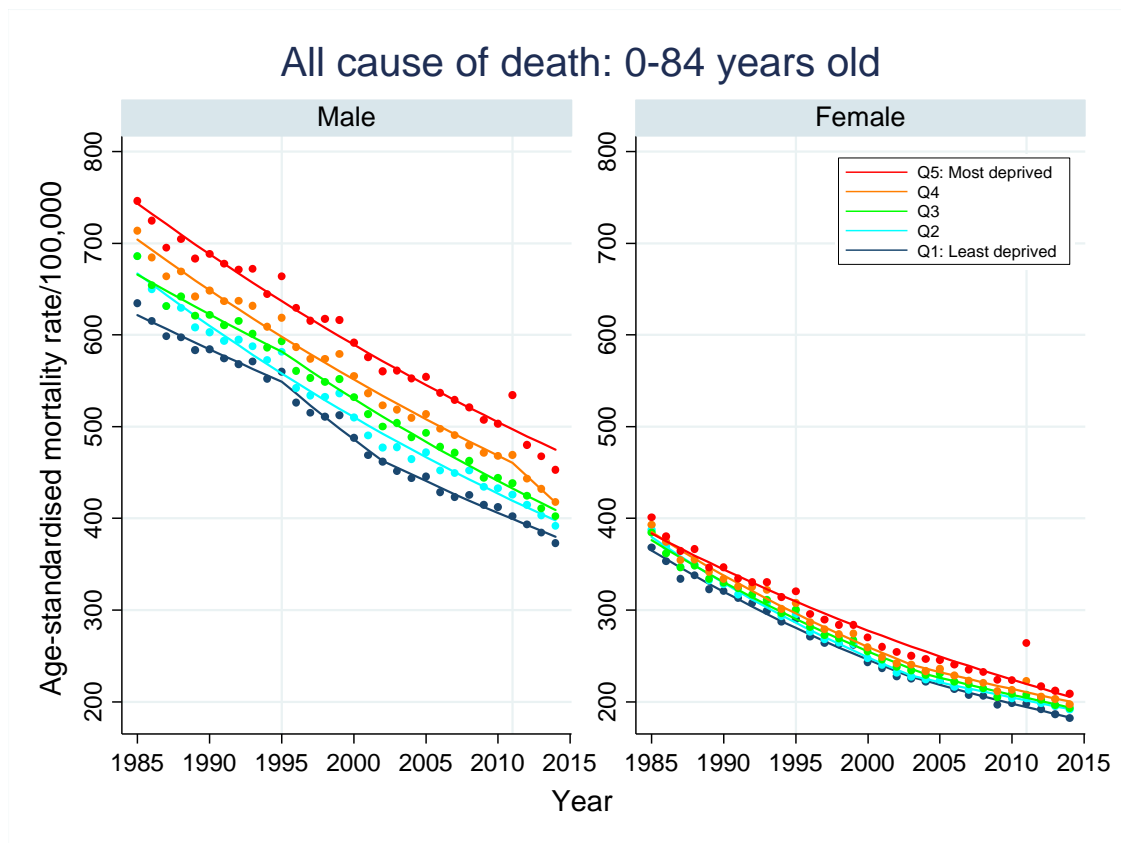


図 4-1. 全死亡における ADI5 分位別年齢調整死亡率の推移：直線は Joinpoint regression model によるあてはめ

Cancer: 0-84 years old 1995-2014

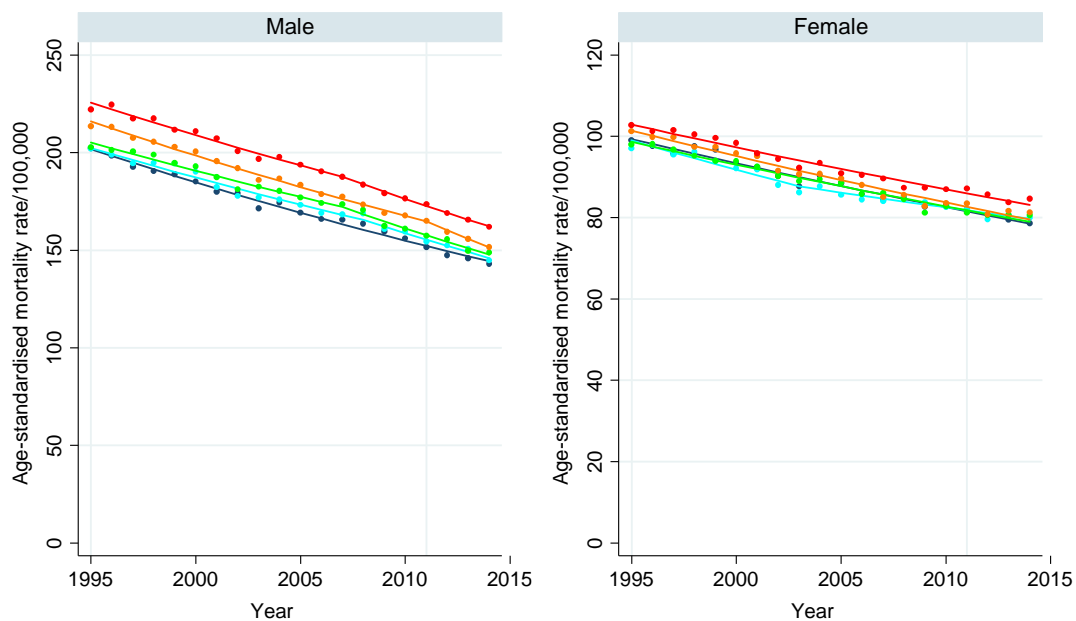


図 4-2. ADI5 分位別年齢調整死亡率の推移：がん

Heart Diseases: 0-84 years old 1995-2014

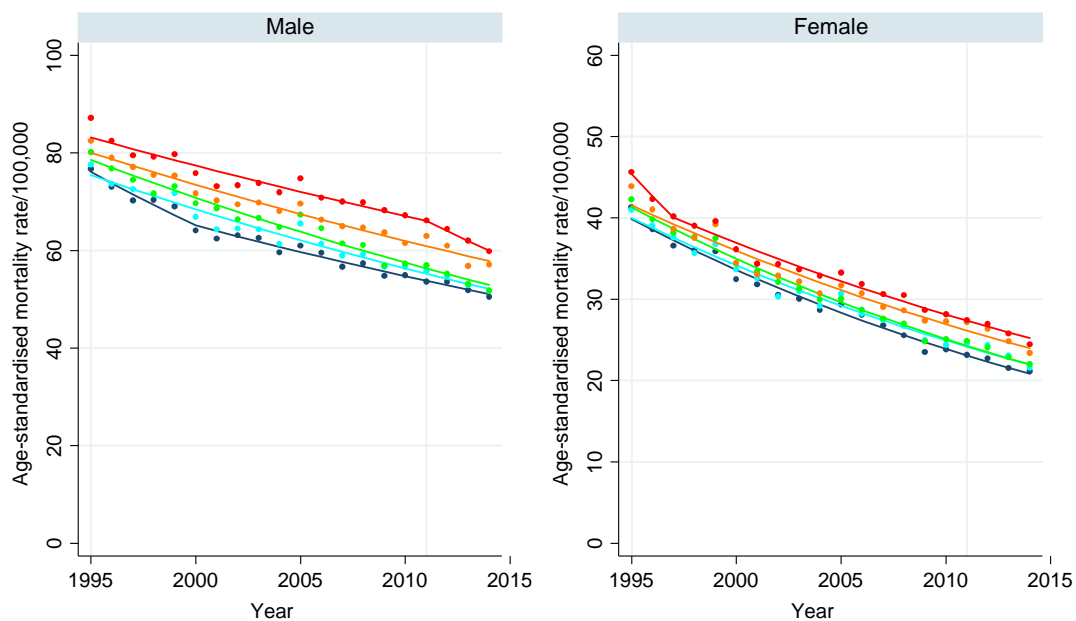


図 4-3. ADI5 分位別年齢調整死亡率の推移：心疾患（高血圧性を除く）

Cerebrovascular Diseases: 0-84 years old 1995-2014

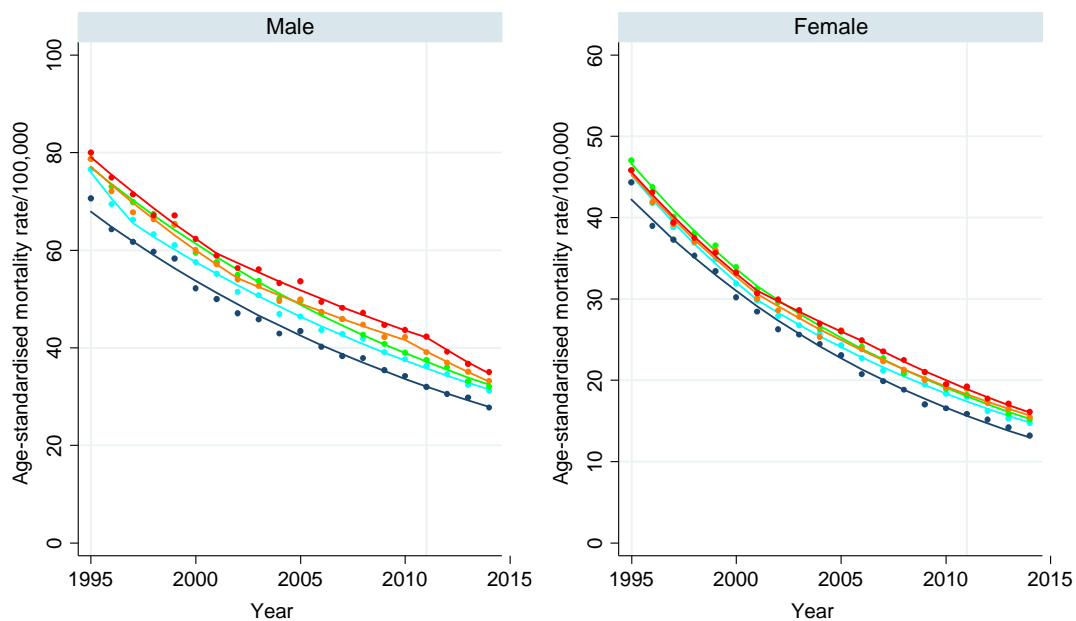


図 4-4. ADI5 分位別年齢調整死亡率の推移：脳血管疾患

Pneumonia: 0-84 years old 1995-2014

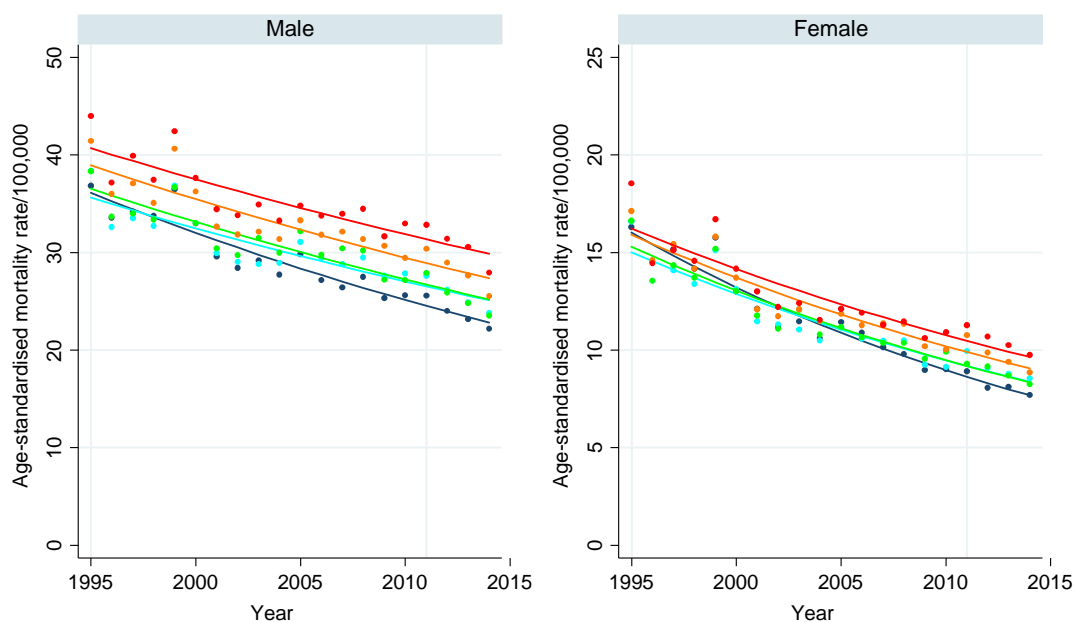


図 4-5. ADI5 分位別年齢調整死亡率の推移：肺炎

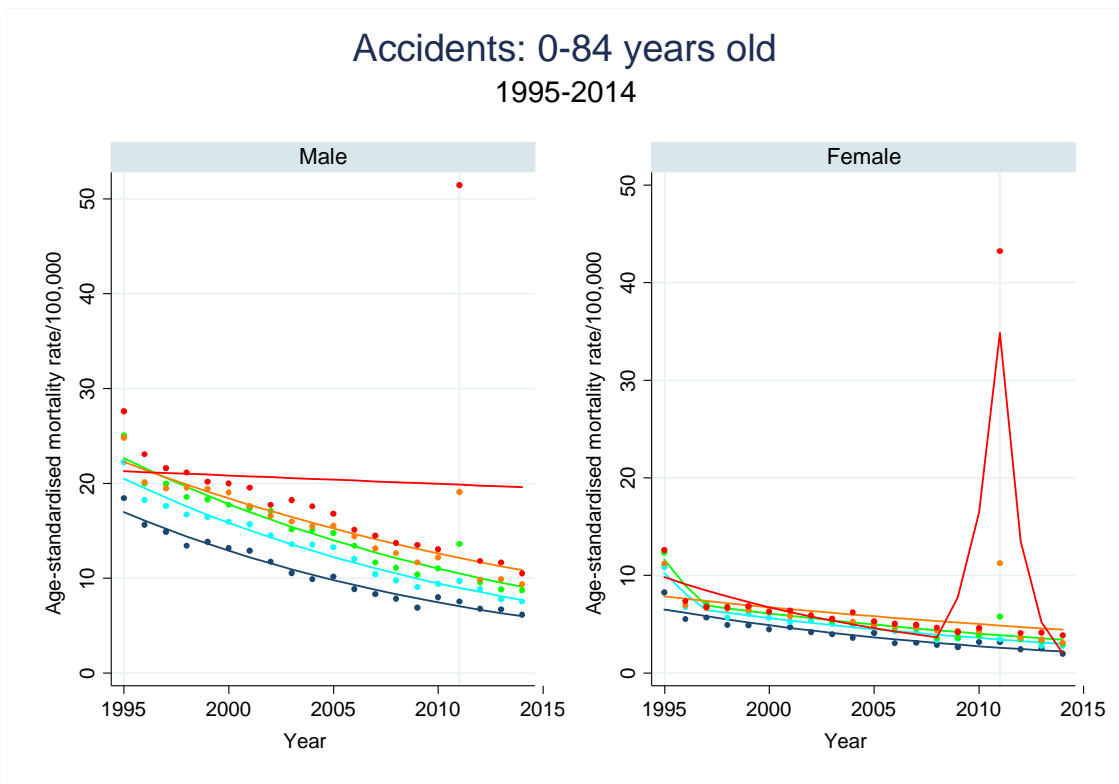


図 4-6. ADI5 分位別年齢調整死亡率の推移：不慮の事故（大震災の年を含む）

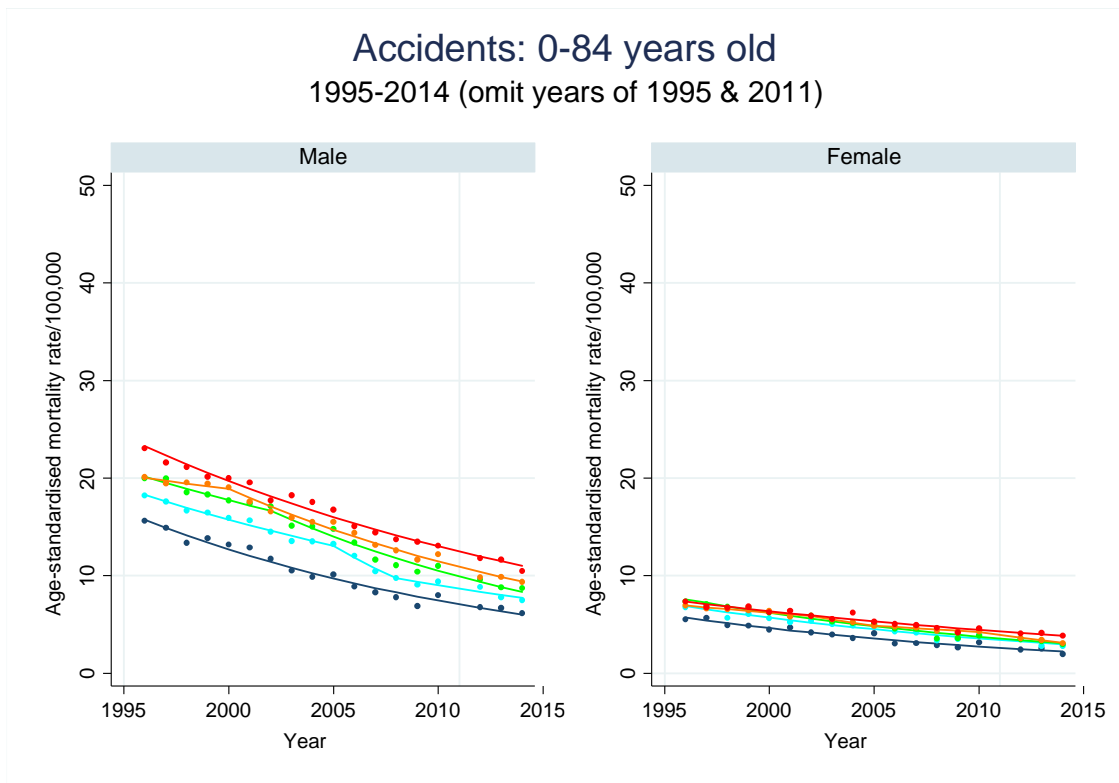


図 4-7. ADI5 分位別年齢調整死亡率の推移：不慮の事故（大震災の年を含まない）

Suicide: 0-84 years old 1995-2014

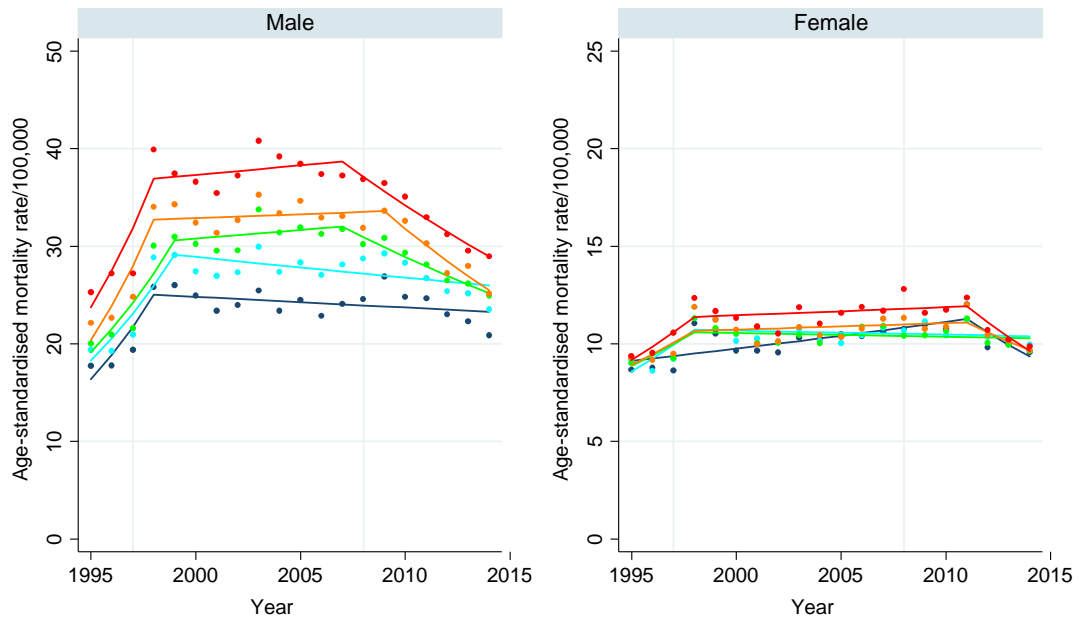


図 4-8. ADI5 分位別年齢調整死亡率の推移：自殺

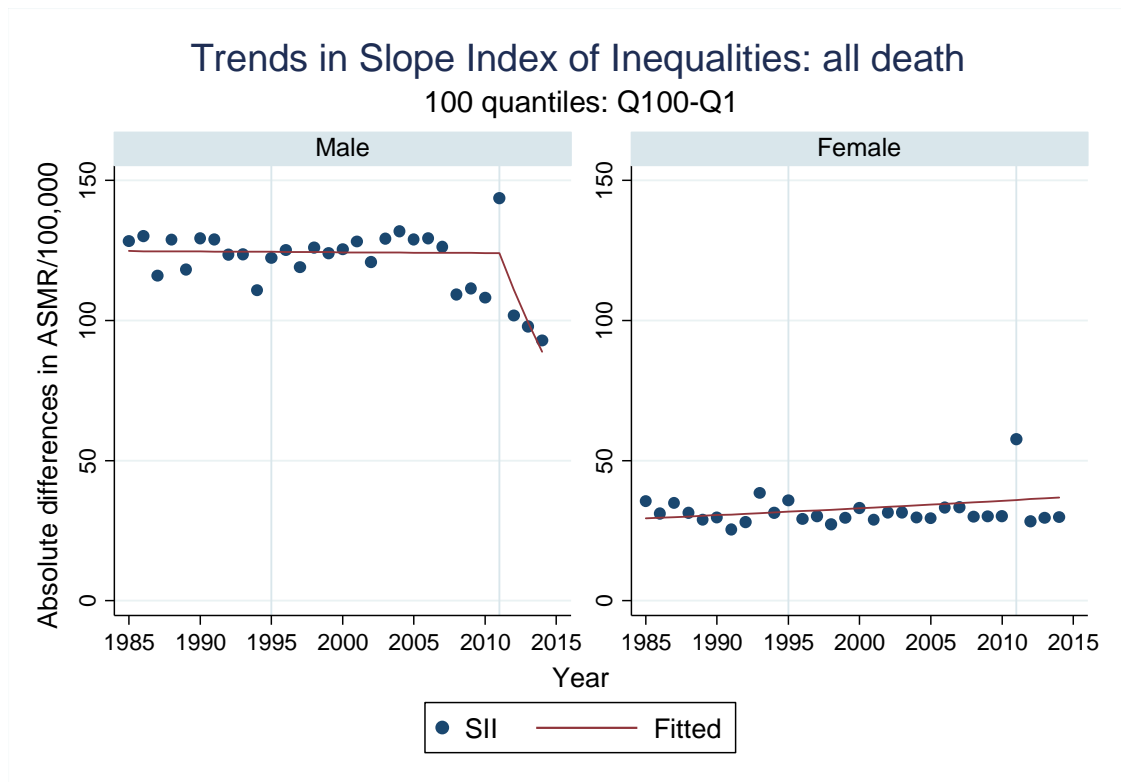


図 5-1-1A. ADI100 分位別年齢調整死亡率を用いた SII の推移：全死亡

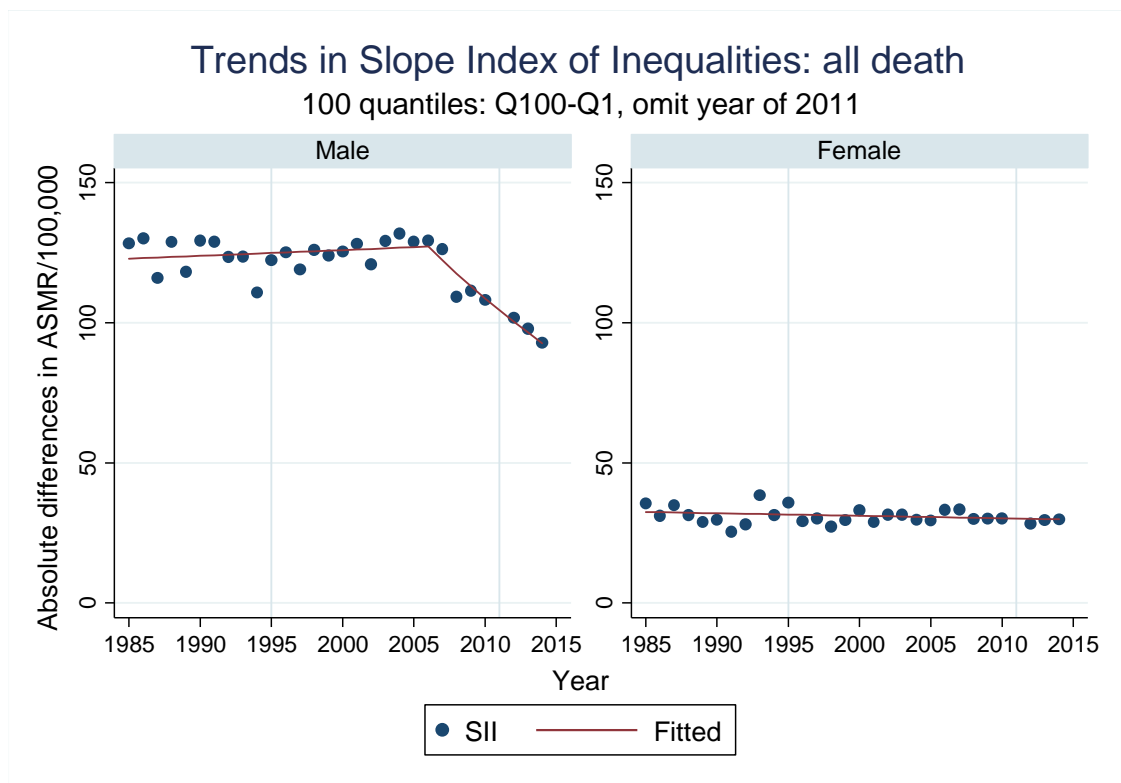


図 5-1-1B. ADI100 分位別年齢調整死亡率を用いた SII の推移：全死亡（大震災の年を含まない）

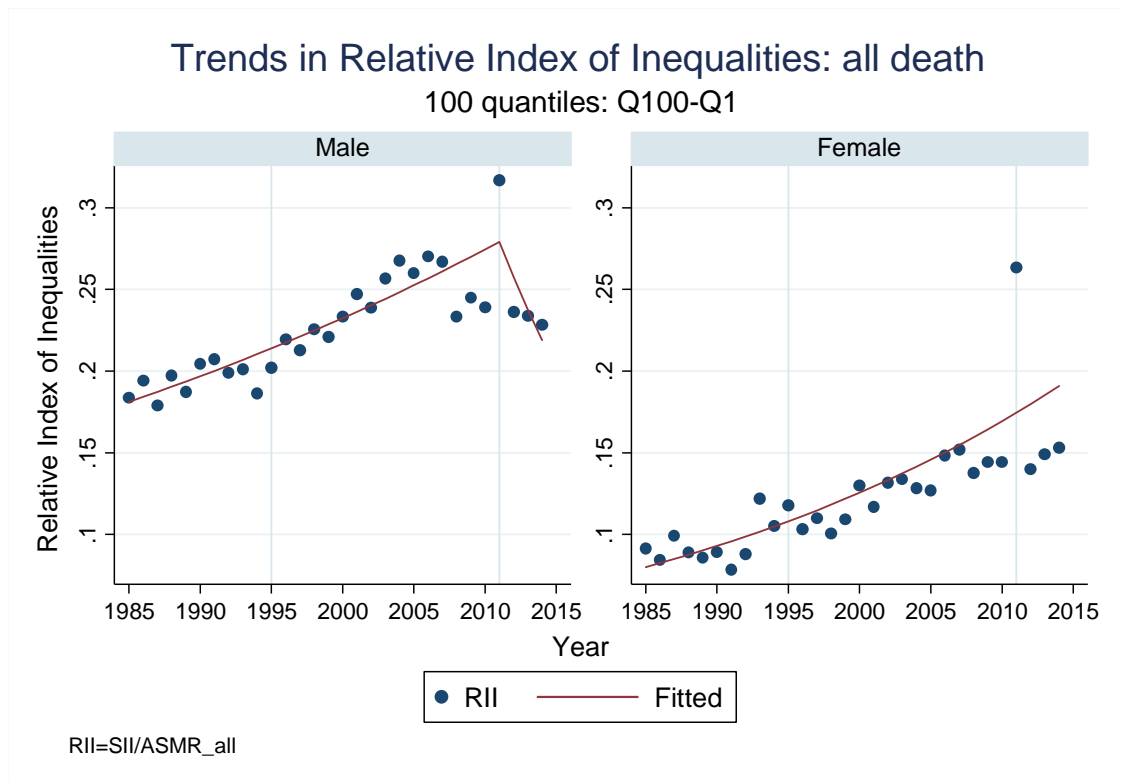


図 5-1-2A. ADI100 分位別年齢調整死亡率を用いた RII の推移：全死亡

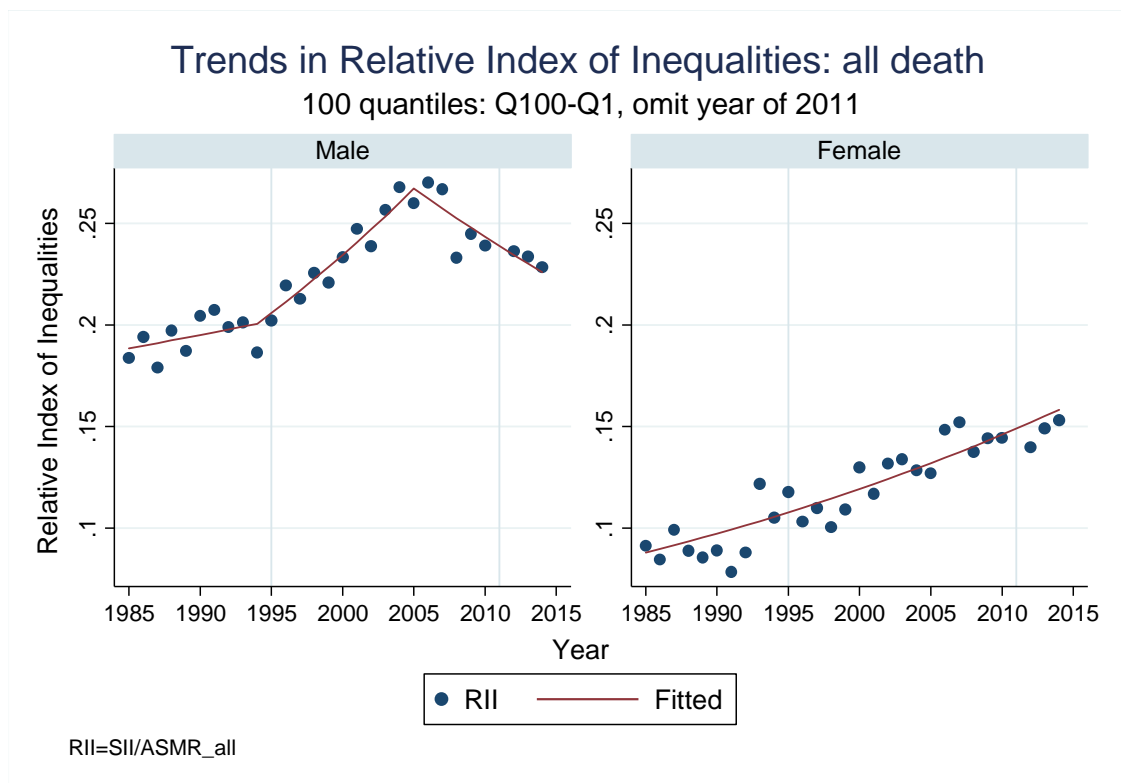


図 5-1-2B. ADI100 分位別年齢調整死亡率を用いた RII の推移：全死亡（大震災の年を含まない）

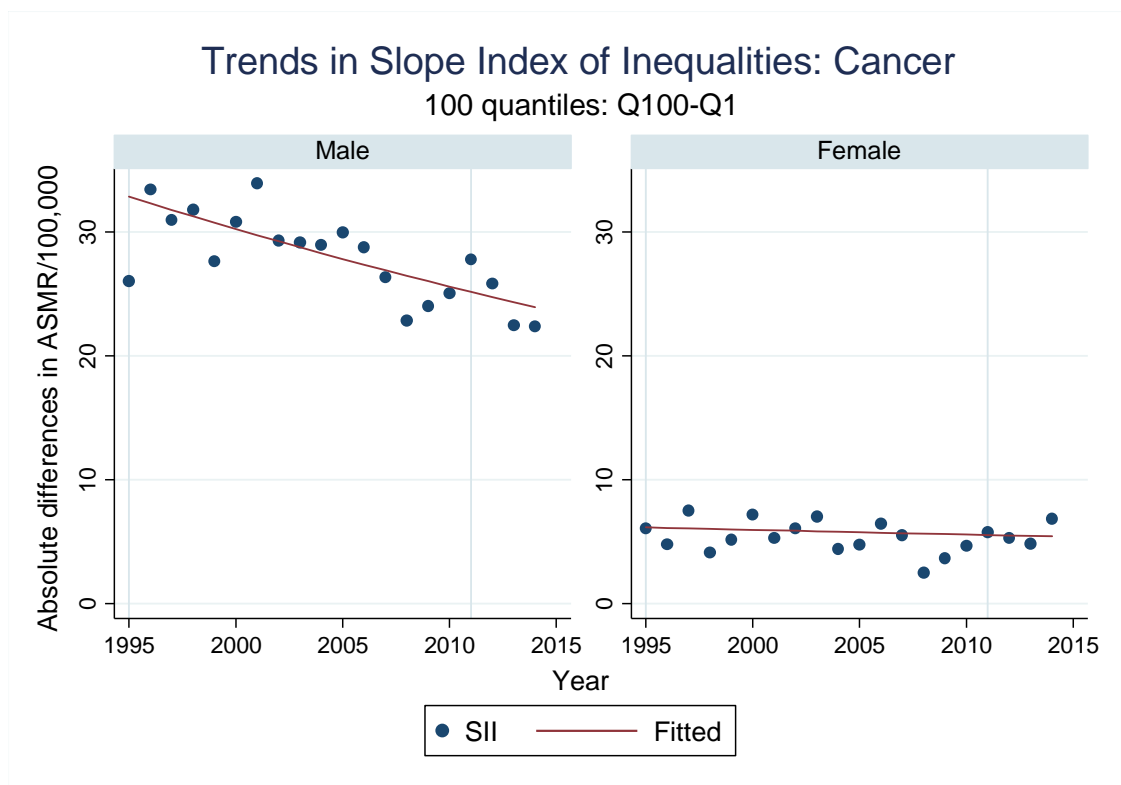


図 5-2-1. ADI100 分位別年齢調整死亡率を用いた SII の推移：がん

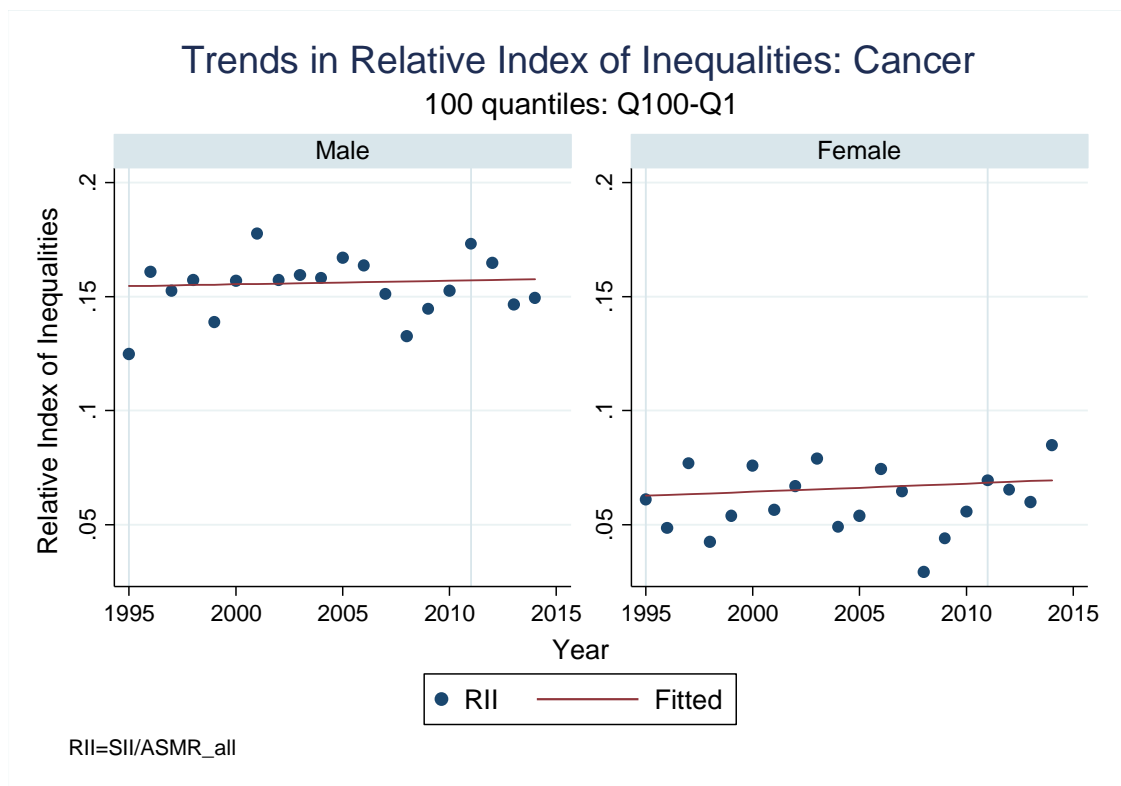


図 5-2-2. ADI100 分位別年齢調整死亡率を用いた RII の推移：がん

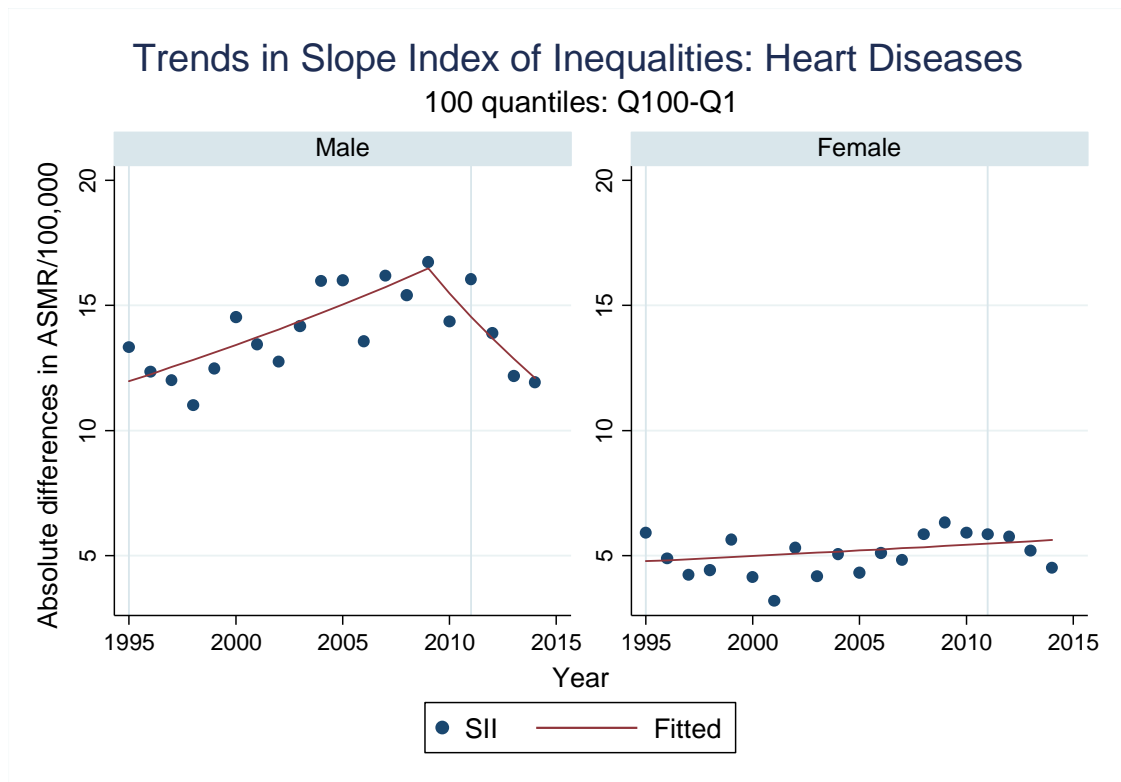


図 5-3-1. ADI100 分位別年齢調整死亡率を用いた SII の推移：心疾患（高血圧性を除く）

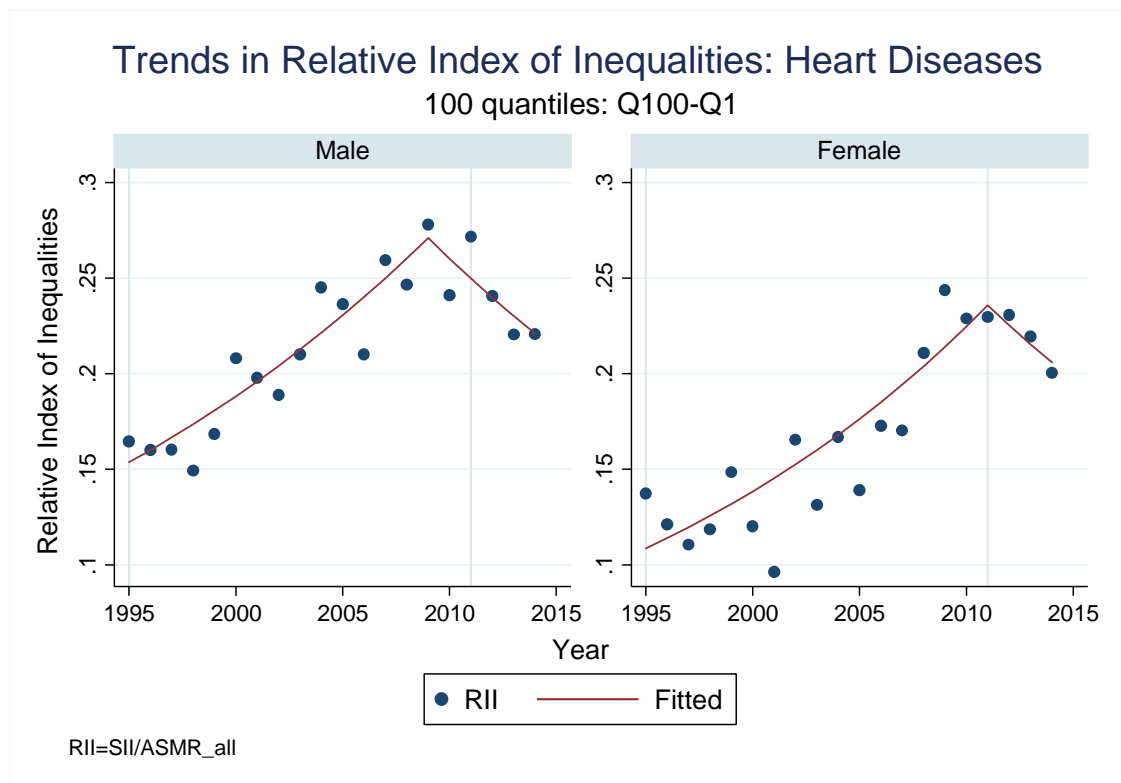


図 5-3-2. ADI100 分位別年齢調整死亡率を用いた RII の推移：心疾患（高血圧性を除く）

Trends in Slope Index of Inequalities: Cerebrovascular Diseases

100 quantiles: Q100-Q1

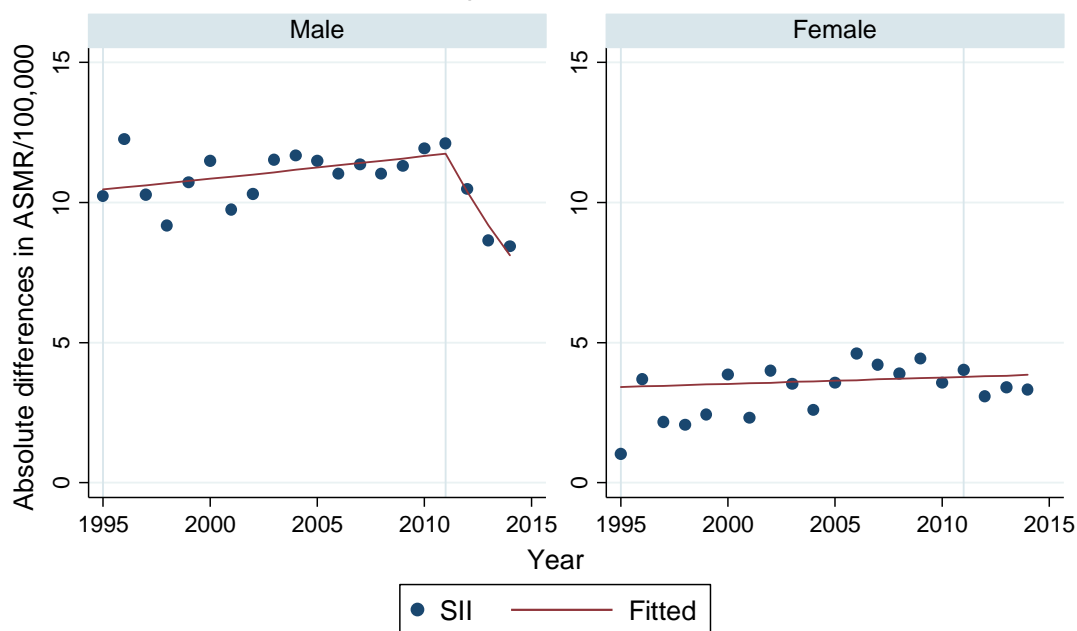


図 5-4-1. ADI100 分位別年齢調整死亡率を用いた SII の推移：脳血管疾患

Trends in Relative Index of Inequalities: Cerebrovascular Diseases

100 quantiles: Q100-Q1

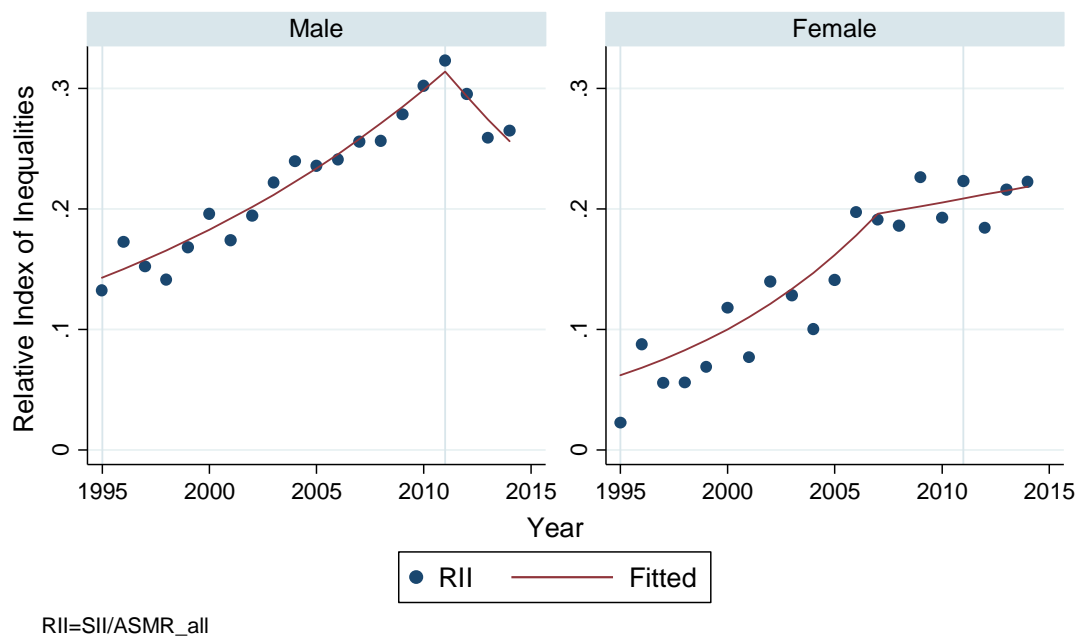


図 5-4-2. ADI100 分位別年齢調整死亡率を用いた RII の推移：脳血管疾患

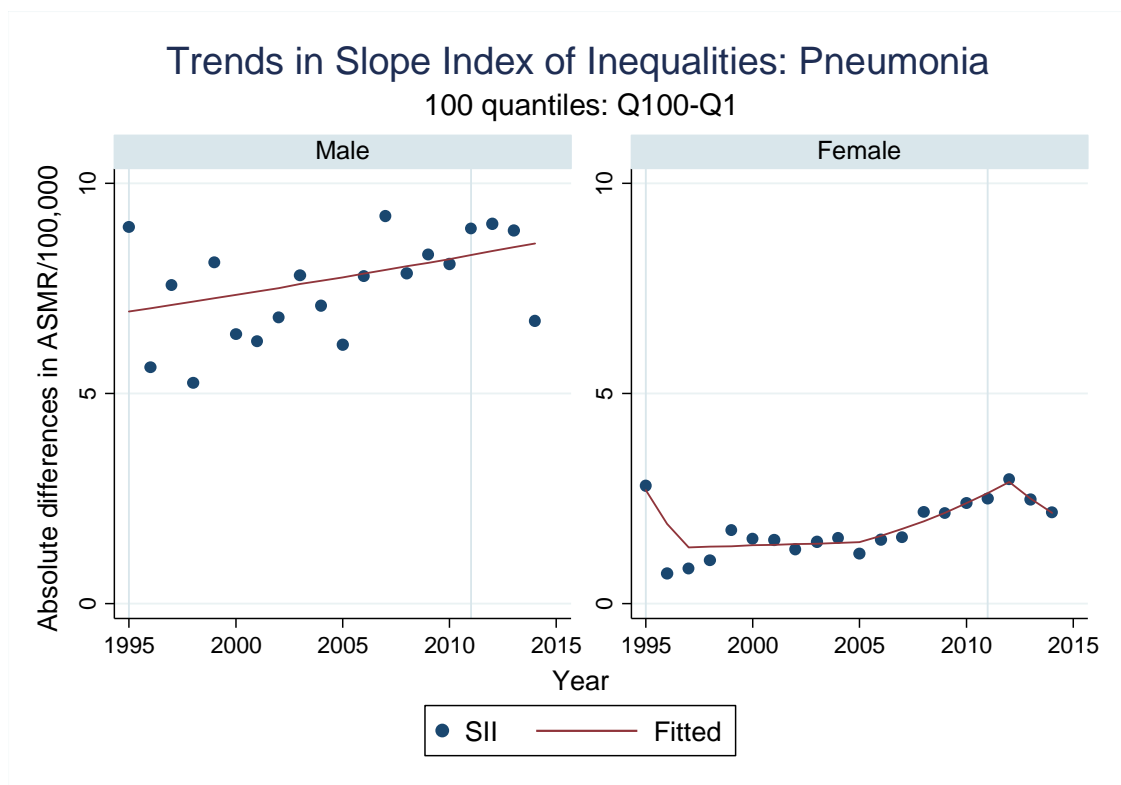


図 5-5-1. ADI100 分位別年齢調整死亡率を用いた SII の推移：肺炎

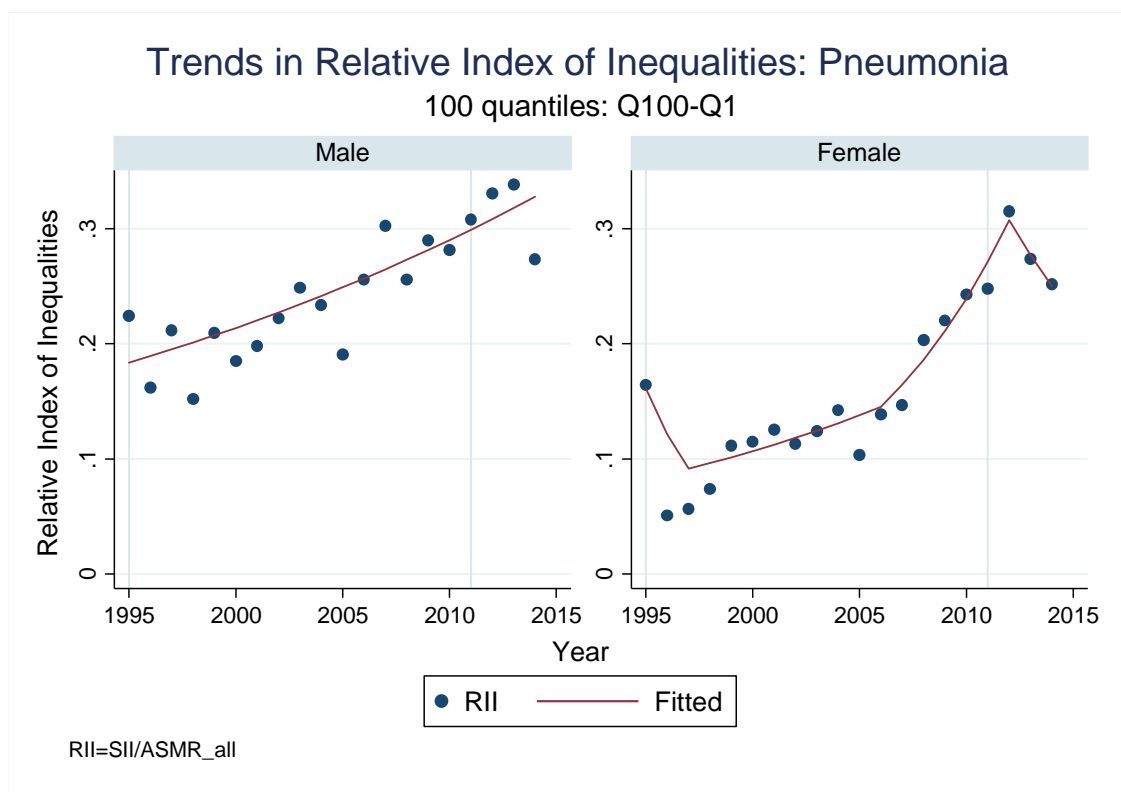


図 5-5-2. ADI100 分位別年齢調整死亡率を用いた RII の推移：肺炎

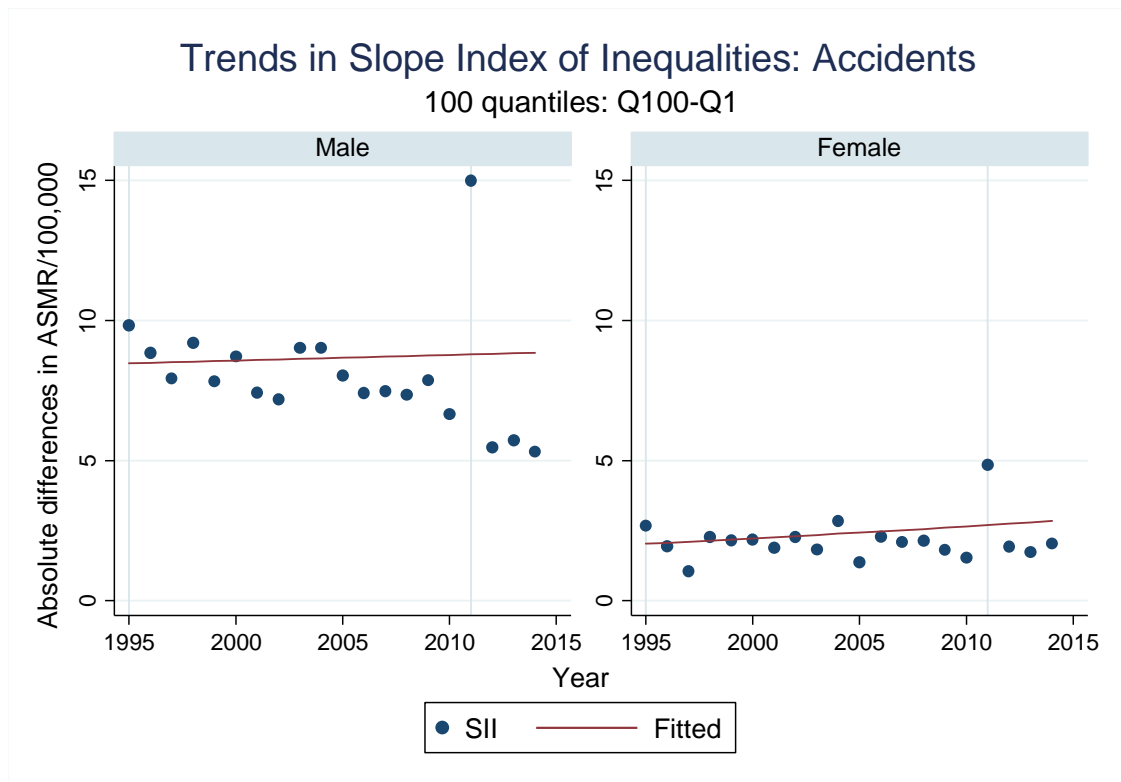


図 5-6-1A. ADI100 分位別年齢調整死亡率を用いた SII の推移：不慮の事故

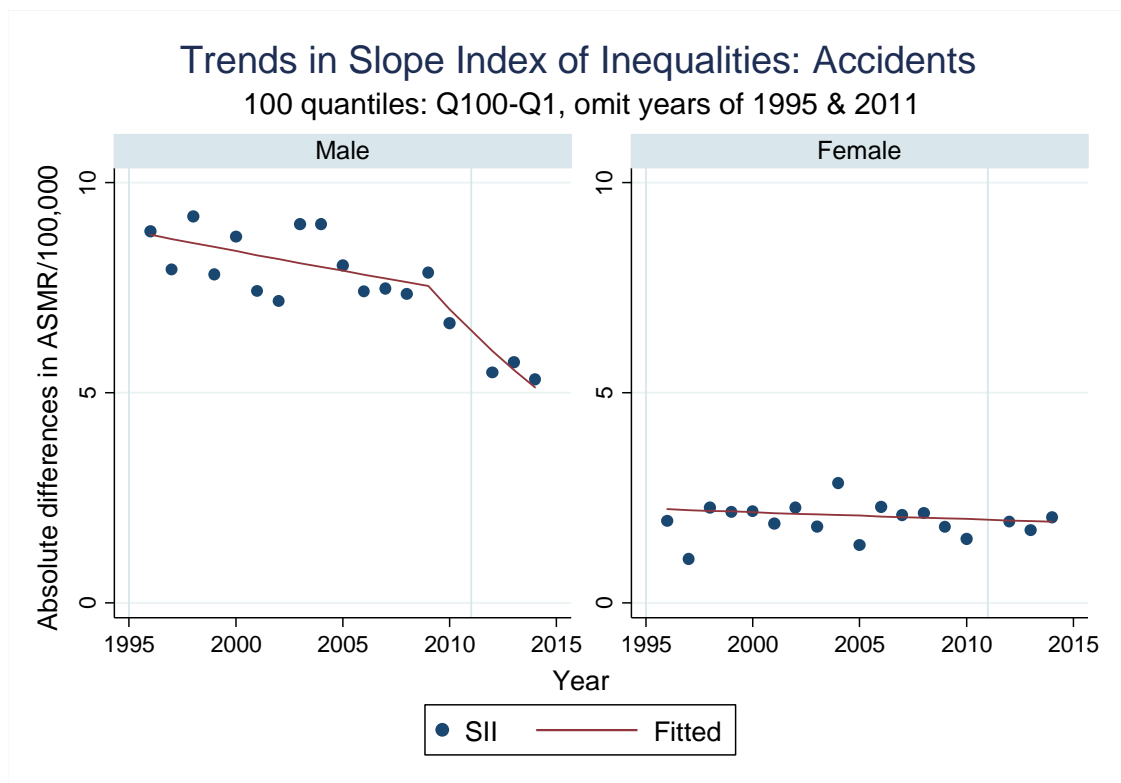


図 5-6-1B. ADI100 分位別年齢調整死亡率を用いた SII の推移：不慮の事故（大震災の年を除外）

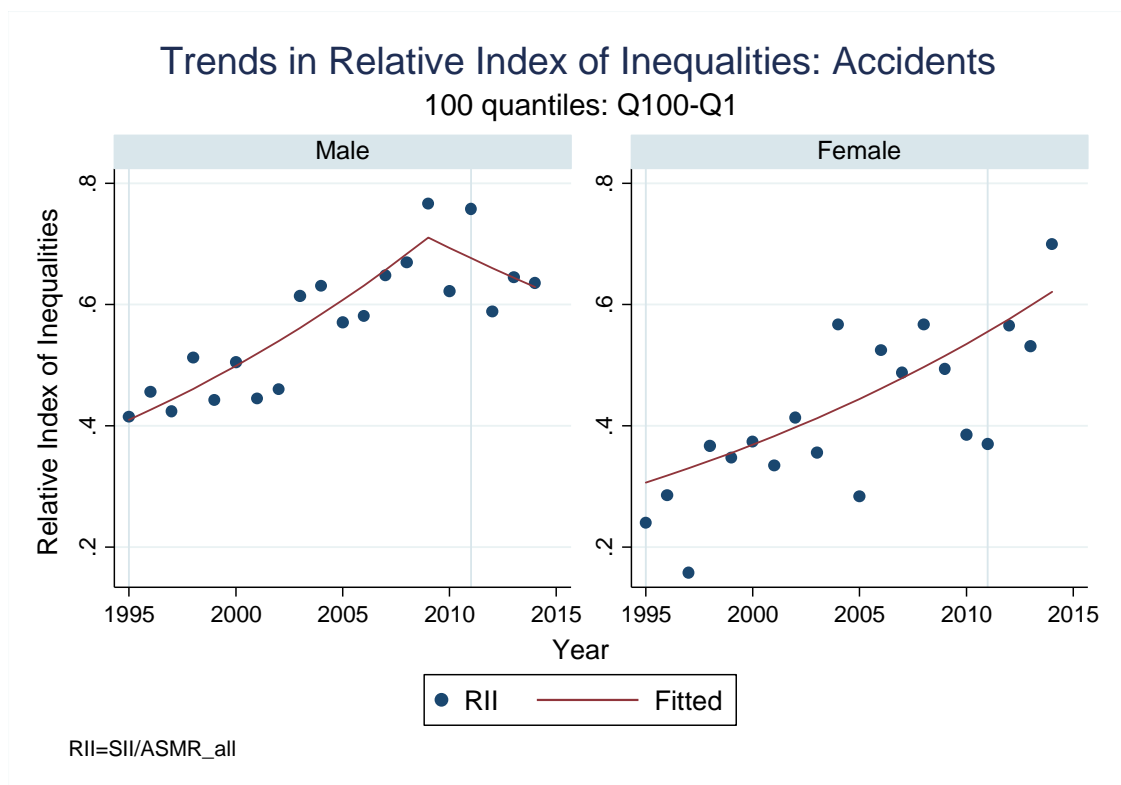


図 5-6-2A. ADI100 分位別年齢調整死亡率を用いた RII の推移：不慮の事故

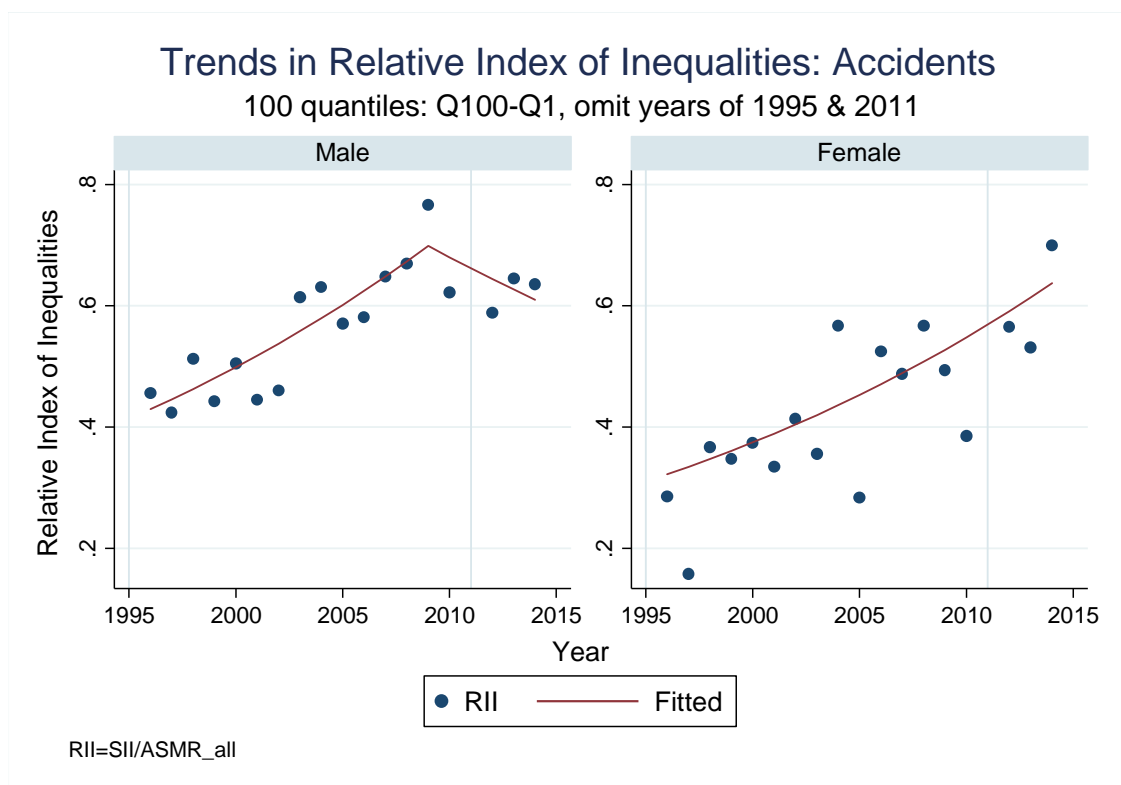


図 5-6-2B. ADI100 分位別年齢調整死亡率を用いた RII の推移：不慮の事故（大震災の年を除外）

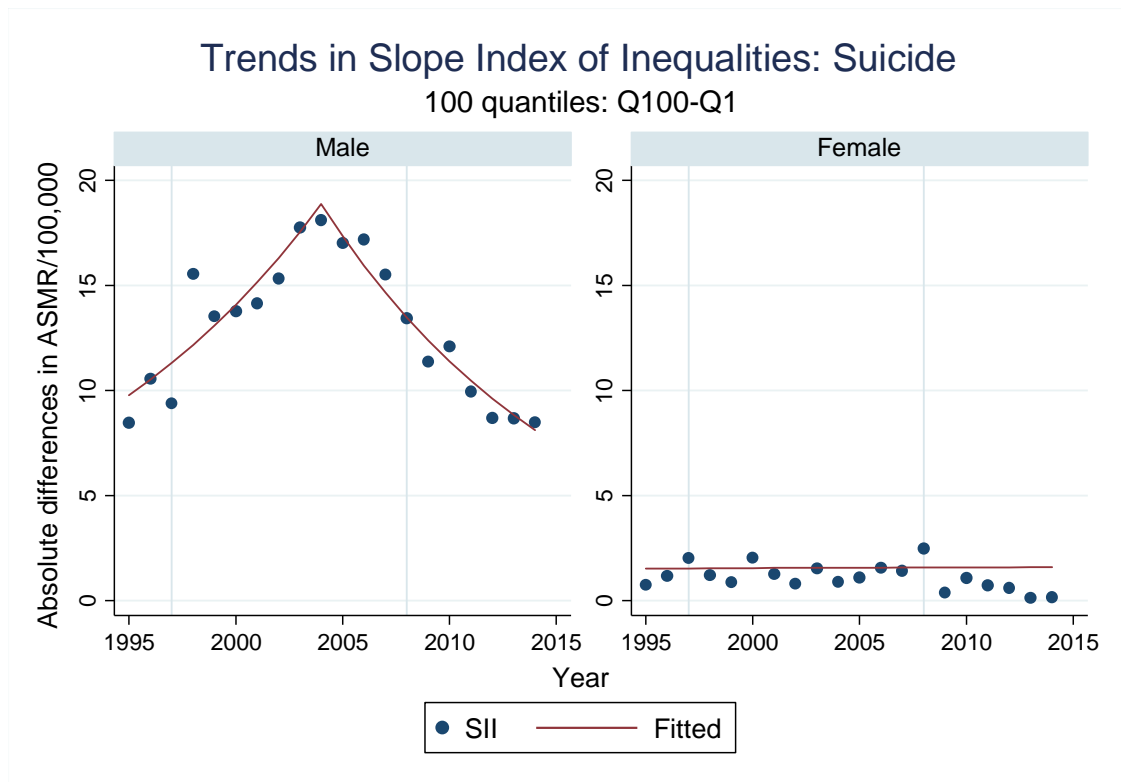


図 5-7-1. ADI100 分位別年齢調整死亡率を用いた SII の推移：自殺

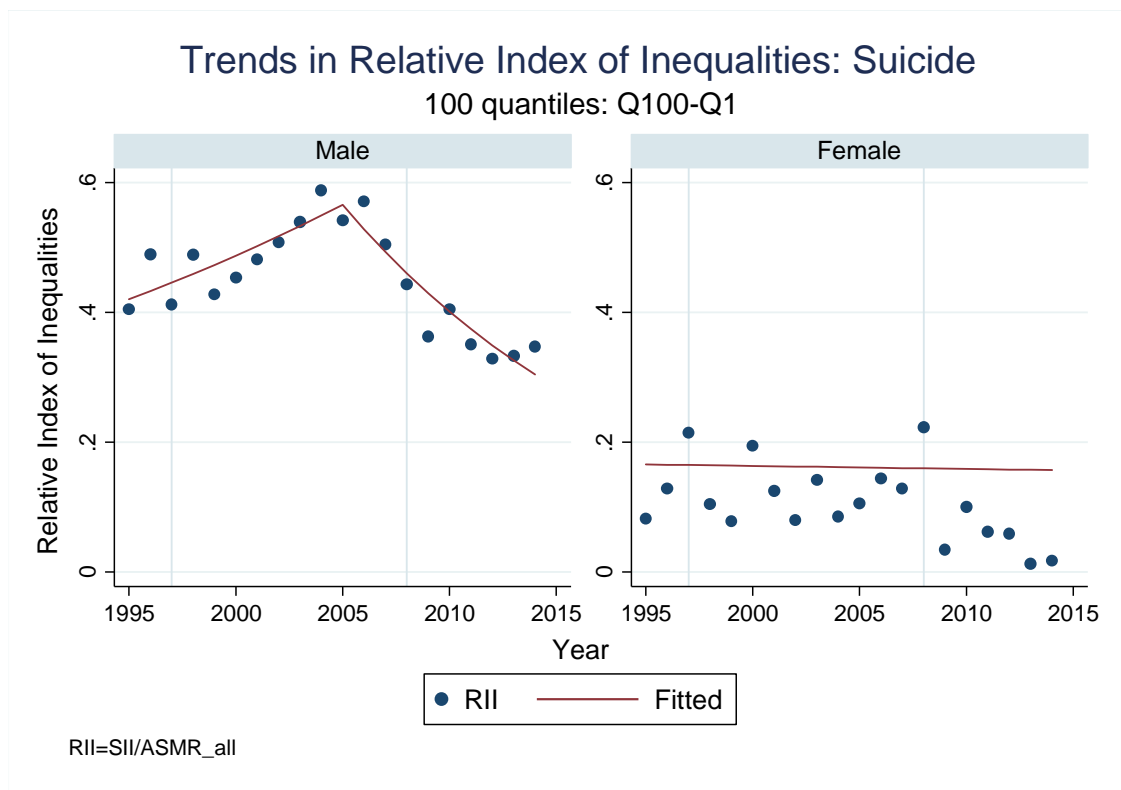


図 5-7-2. ADI100 分位別年齢調整死亡率を用いた RII の推移：自殺

厚生労働科学研究費補助金
(政策科学総合研究事業 (統計情報総合研究))
平成 27 年度～平成 28 年度総合研究報告書 (資料 4)

市区町村別地理的剥奪指標を用いた全死亡・主要死因別年齢調整死亡率の
社会経済格差の推移

研究代表者 伊藤ゆり 大阪府立成人病センターがん予防情報センター 主任研究員
研究分担者 近藤尚己 東京大学大学院医学系研究科 准教授
研究分担者 中谷友樹 立命館大学文学部 (立命館大学歴史都市防災研究所 兼任) 教授
研究協力者 米島万有子 立命館大学衣笠総合研究機構 専門研究員
研究協力者 福井敬祐 大阪府立成人病センター がん予防情報センター 研究員

研究要旨

人口動態統計の二次利用データを用いて、市区町村別の地理的剥奪指標 (Areal Deprivation Index: ADI) に基づき、1985～2014 年の全死亡および主要死因別の年齢調整死亡率の社会経済格差の年次推移を分析した。市区町村合併・分割による市区町村の区分変化の影響を除去するために、2010 年時点の市区町村区分をベースとし、分割した市区町村は分割前のものに再統合した 1839 の市区町村区分を用いた。ADI は国勢調査データを用いるため、1990～2010 年の国勢調査実施年のものを使用した。市区町村別・性・年齢階級別人口は、国勢調査実施年以外の年は線形回帰により内挿補間した (2011～2014 年は外挿補間)。

市区町村別の全年齢の年齢調整死亡率を ADI の国勢調査年別に算出し、市区町村別 ADI と死亡率の関連を分析した。また、ADI を人口で重みづけした 5 分位の群に分け、全死亡および主要死因の年齢調整死亡率を算出した。またポアソン回帰モデルにより第 1 分位とそれ以外の群との死亡率を比較した。また各市町村の相対的剥奪地位 (Socio-Economic Position: SEP) と死亡率との関連をポアソン回帰により相対的格差指標 (RII) として推定し、その経年変化を分析した。年齢階層ごとの解析および都道府県単位での RII についても示した。市区町村単位の ADI であっても、絶対指標でも相対指標でもほとんどの死因の死亡率において格差が見られた。絶対指標でみた場合には全死亡の格差に占めるがん死亡の格差が最も大きく、相対指標でみた場合には、自殺が最も大きい格差を示した。自殺では相対的格差指標が縮小傾向にあったが、それ以外の死因では拡大傾向にあった。死亡をアウトカムとした長期間の健康格差指標をモニタリングする際には、本研究で示した方法によるアプローチは有用であることが示唆された。国および都道府県において取り組む健康日本 21 をはじめとした各種健康施策における基本的資料として活用されることが期待される。しかし、詳細の要因分析を行う上ではより小さな地理情報に基づく解析や個別 ID でのリンケージが可能となる体制整備が必要である。

A. 研究目的

日本においても健康格差の問題が顕在化し始め、健康日本21（第二次）の計画の中で「健康寿命の延伸と健康格差の縮小」が、目標に掲げられたが、公的統計を用いた健康格差のモニタリング体制は十分とは言えない。そこで、本研究は、現状で利用可能な公的統計を用いた健康格差指標の経時変化の分析を行うことを目的とする。人口動態統計の市区町村単位の住所情報に地理的剥奪指標を付与し、全死亡および主要死因別死亡率と剥奪の程度との関連を分析する。

B. 研究方法

<使用したデータ>

- ① 死亡データ：1985～2014年人口動態統計データを二次利用申請により入手し、使用した。
- ② 人口データ：1985～2014年の市区町村別、性別・年齢階級別人口を国勢調査年ごとに入手し、国勢調査年以外の年は線形回帰により内挿（2011～2014年は外挿）した。詳細は平成27年度の福井の報告を参照。
- ③ 市区町村別地理的剥奪指標：中谷らがJGSS調査データより推定した地理的剥奪指標の推定式を国勢調査データに適用し、市区町村単位のADIを得た。
¹ADIは1990～2010年の国勢調査対象年ごとに作成したものを使用した。ADIは数値が大きいほど、社会的に剥奪されている人が多く住む地域を意味し、5分位で言えば、Q1が最も裕福な人が多く住む地域で、Q5が最も社会経済指標の低い人が住む地域といえる。この指標の詳細は平成27年度の中谷らの報告書を

参照。

④ADIの基準化：各市区町村の人口規模の影響を考慮するために、市区町村*i*の人口による重み付けを行い、socio-economic position (SEP)を構成した。

$$SEP_i = \sum_j p_j I(ADI_j < ADI_i) + p_i/2,$$

$$I(ADI_j < ADI_i) = \begin{cases} 1 & \text{if } ADI_j < ADI_i \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}.$$

p_i は全国人口に対する市区町村*i*の人口比である。

<解析方法>

1. 市区町村別ADI5分位ごとの年齢調整死亡率の推移（図A）

全死亡および主要死因別の年齢階級別死亡数および人口を用いて、市区町村別ADI5分位ごと（ dep_1, \dots, dep_5 ）に年齢調整死亡率を算出した。使用したADIの国勢調査年に対応した年で対象年を区分した（表1）。昭和60年の日本人モデル人口を標準人口とし、直接法により算出した。

第5分位の年齢調整死亡率と第1分位の年齢調整死亡率の差を絶対格差とし、全死亡および主要死因別（がん、心疾患、脳血管疾患、肺炎、不慮の事故、自殺、それ以外）に算出し、全死亡の絶対格差に占める各死因の絶対格差の寄与度を示した。

2. ポアソン回帰モデルによるADI5分位の相対リスクの推定（図B）

全死亡および主死因別死亡率の社会経済指標による格差は、ポアソン回帰モデルにより年齢調整し、第1分位（ dep_1 、最も剥奪されていないグループ）を参照群として、第2～5分位（ $dep_2 \sim dep_5$ ）のRelative Risk (RR)を推定した。

1985-2014 年全体の性・年齢階級別死亡率を標準集団の死亡率とし、市区町村ごとに期待死亡数 (E_i) を計算した。死亡を市区町村における相対リスク λ_i に基づき独立で発生するイベントとすれば、観測死亡数 O_i の分布は、 $\lambda_i E_i$ を期待値とするポアソン分布を仮定できる。

$$O_i \sim \text{Poisson}(\lambda_i E_i),$$

$$\log(\lambda_i) = \alpha + \sum_{k=2}^5 \beta_k \text{dep}_{ik}.$$

第 1 分位を参照群とし、第 2 分位～第 5 分位の相対リスク RR_k を推定した。

$$RR_k = \exp(\beta_k) \quad (k = 2, \dots, 5).$$

3. ポアソン回帰モデルによる SEP の影響 (RII) の年次推移 (図 C)

単年の市区町村 i の全国における相対的な剥奪水準の位置としての SEP_i の死亡への影響度をポアソン回帰モデルにより推定した。

$$\log(\lambda_i) = \alpha + \beta \cdot SEP_i,$$

中谷の先行研究²と同様にポアソン回帰モデルによる Kunst & Mackenbach の相対的格差指標 (RII: Relative index of inequality) に準じ³、以下のように示す。

$$RII = \exp(\alpha + \beta) / \exp(\alpha) = \exp(\beta).$$

4. SEP と死亡年次の交互作用からみた RII の時代変化とサブグループの結果 (図 D)

死亡年を 5 つの $period_j$ ($j = 1 \sim 5$, 1:1985-1992, 2:1993-1997, 3:1998-2002, 4:2003-2006, 5:2007-2014) に分け、 SEP_i と $period_j$ の交互作用を検討することで、RII が縮小・

拡大傾向にあるかを検討した。X 軸に全時代を通じた RII を示し、Y 軸に交互作用項の影響を示した。

$$\log(\lambda_{ij}) = \alpha + \beta \cdot SEP_i + \gamma \cdot period_j + \delta \cdot SEP_i \cdot period_j.$$

年齢階層を区分した解析結果も示した。

5. 都道府県ごとの SMR と RII (図 E)

県 j における市区町村 i の SEP の影響をみるために、都道府県の階層を表す変数効果を導入したマルチレベルポアソン回帰モデルを用いて、都道府県間の変動を考慮した上での相対的格差指標 (RII: Relative index of inequality) を都道府県別に算出した。

$$\log(\lambda_{ij}) = (\beta_0 + \gamma_{1j}) + \gamma_{2j} SEP_i.$$

γ_{1j} と γ_{2j} は県レベルの random effect 変数であり、ともに $N(0, \sigma_k^2)$ ($k = 1, 2$) に従うと仮定する。上記モデル式から推定した γ_{2j} を用いて、県 j の RII_j を以下のように示す。

$$RII_j = \exp(\gamma_{2j}).$$

都道府県の SMR_j との関連を示すために X 軸に RII_j 、Y 軸に SMR_j とした散布図を示した。

分析には Stata Ver. 13.1 および R2.xx を用いた。⁴

(倫理面への配慮)

本研究は、人口動態統計および国勢調査の市区町村別集計データを用いた記述疫学研究であり、本人同意取得の原則は適用されないが、市町村コードを含む人口動態統

計の分析においては、結果の提示においては個人が同定されないよう 3 人未満の集計結果に関しては表として提示しないなどの配慮を行う。

C. 研究結果

全死亡に占める各主要死因の絶対格差の寄与度

第 1 分位と第 5 分位の年齢調整死亡率(人口 10 万対)を、主要死因別で積み上げグラフで示した(図 1: 男性、図 2: 女性)。また、主要死因別年齢調整死亡率における第 5 分位と第 1 分位の差を絶対格差とし、同様に死因別に積み上げグラフで示した(図 3-1)。全体的な絶対格差の増減は一定の傾向はない。全死亡率の絶対格差に占める各死因の死亡率格差の占める割合も算出した(図 4-1)。男女ともがんの占める割合が高かった。2008-2014 年では東日本大震災の影響で震災被害地域の多くが第 5 分位に含まれていたため、不慮の事故の占める割合が高かった。この影響を除外するために、岩手県、宮城県、福島県を除外した場合の全死亡率の絶対格差に占める各死因の死亡率格差の占める割合も算出した(図 3-2、図 4-2)。

主要死因別死亡率における相対的格差指標(RII)の推移

主要死因別死亡率の相対的格差指標(RII)の大きさとそれが全期間を通じて拡大したのか減少したのかを図 5~9 に示した。

全年齢でみた場合、男女とも自殺の RII が最も大きかったが、経年的に減少傾向にあった(図 5)。次いで、不慮の事故の RII が大きく、増加傾向にあった。全死亡を含む自殺以外の死因では、相対的格差指標は拡

大傾向で有ることが示唆された。女性の肺炎や脳血管疾患では有意な相対的格差指標が見られなかった。

40 歳未満の若年層に限った結果では、男性では自殺が最も相対的格差指標が大きかったが、女性では心疾患が大きかった。有意な増加傾向を示したのは男性の不慮の事故のみで、自殺は男女とも有意な減少傾向を示した(図 6)。

40~64 歳では、男性の相対的格差指標は自殺と不慮の事故が同等の大きさであった。自殺以外の死因ではいずれも格差が拡大傾向にあった(図 7)。

65-79 歳の年齢層でも男性では自殺の相対的格差指標が最も大きかった。女性では、不慮の事故や肺炎などで逆の関連が見られた。自殺を含む全ての死因において、格差が拡大傾向にあった(図 8)。

80 歳以上の高齢者層では、他の年齢層と異なる傾向を示した。男性の自殺と全死亡以外では有意に 1 より RII を示さなかった。女性のがん以外では、格差は拡大傾向にあった。(図 9)

主要死因別格差指標の Factsheet

全死亡および主要死因・選択死因分類についての分析 1~5 の結果を図 A~E とし、死因ごとに示した(Supplementary material)。

市区町村別 ADI5 分位ごとの年齢調整死亡率の推移(図 A)

5 分位別の年齢調整死亡率を示した。棒グラフ中の水平な直線は当該期間の全体の年齢調整死亡率を示している。ほとんどの死因では Q1 から Q5 にかけて高くなっていったが、女性の脳血管疾患のように Q3 が

最も高くなっていたものもある (Fig S4-A-2)。

ポアソン回帰モデルによる ADI5 分位の相対危険の推定 (図 B)

第 1 分位 (最も裕福な地域) と比べて、第 2~5 分位の死亡率が何倍高くなっているかを示した。女性のがんや肺炎では Q2、Q3 は Q1 よりも死亡率が低い傾向を示した (Fig S2-B-2, S5-B-2)。それ以外の死因の多くは Q2~Q5 の死亡率は Q1 よりも有意に高い傾向を示した。

ポアソン回帰モデルによる SEP の影響 (RII) の年次推移 (図 C)

全国における相対的な剥奪水準の位置である SEP が高くなるほどの死亡率が高くなっている場合、RII が 1 より大きい値を示す。全死亡では男女とも 1 より高い RII で推移した (Fig S1-C)。がんでは男性では経年的に RII が 1 より高い値で推移し、増加傾向にあった。女性では、1994 年から 1 より有意に高い RII を示した (Fig S2-C)。心疾患・脳血管疾患・肺炎では 1 より高い RII を示し、経年的に高くなる傾向にあった (Fig S3-C~5-C)。全ての県を対象とした不慮の事故では、2011 年の東日本大震災の影響がピークとして現れた (Fig S6-C)。震災被害 3 県を除外した不慮の事故での RII は増加傾向にあった (Fig S7-C)。自殺は男性で高い RII で推移したが、2006 年以降減少傾向を示した。女性でも 2009 年頃から RII は減少傾向を示した (Fig S8-C)。

SEP と死亡年次の交互作用からみた RII の時代変化とサブグループの結果 (図 D)

全期間を通じた SEP の死亡率への影響

を示す RII を X 軸とし、RII が経年で拡大しているかどうかを Y 軸に示した。X 軸が右に行くほど全期間を通じた相対的格差指標が大きく、Y 軸が 1 より大きければ相対的格差指標が拡大傾向にあることを示している。全年齢及び年齢階層ごとに示した。

全死亡率では男女とも 0-39 歳の相対的格差指標が大きかったが、格差は縮小傾向にあった。その他の年齢層はいずれも格差が拡大傾向にあった (Fig S1-C)。

自殺では男性の若年層 (0-39 歳、40-64 歳) での相対的格差指標の大きさが目立つが、いずれも格差は縮小傾向にあった。一方、男女とも高齢層 (65~79 歳、80 歳以上) で格差が拡大傾向にあった (Fig S8-C)。

都道府県ごとの SMR と RII (図 E)

本結果のみ紙面の都合上、最新の期間 (2010-2014 年) の結果のみを示した。

全死亡において最も大きい相対的格差指標 (RII) を示したのは宮城県で次いで大阪府、大分県であった。青森県は最も高い SMR を示したが、相対的格差指標は比較的小さかった。 (Fig S1-E)

がんでは、静岡、大阪、兵庫、青森が高い RII を示した (Fig S2-E)。心疾患では北海道、秋田 (Fig S3-E)、脳血管疾患では大分、愛媛 (Fig S4-E)、肺炎では秋田、宮崎 (Fig S5-E)、自殺では鹿児島、熊本 (Fig S8-E) が高い RII を示し、死因により RII の高い県が異なった。

D. 考察

市区町村別 ADI およびそれに基づく SEP により、全死亡・主死因別死亡率の社会経済指標による格差の推移について分析した。市区町村という比較的大きな人口規

模を単位としていたが、日本全体でみた場合、絶対指標でも相対指標でもほとんどの死因の死亡率において格差が見られた。絶対指標でみた場合には全死亡の格差に占めるがん死亡の格差が最も大きく、相対的格差指標でみた場合には、自殺が最も大きい格差を示した。死因別に格差の大きさを経年評価することは、健康格差対策を実践する上で必要である。特に年齢層ごとに解析することで、ライフステージに応じた格差の生じ方が検討可能となる。死亡をアウトカムとした長期間の健康格差指標をモニタリングするには本研究で示した方法によるアプローチは有用であることが示唆された。

格差の大きさを示す際に、全死亡におけるインパクトとしては、絶対指標でみた結果が有用である。今回の分析では、全死亡の絶対格差に占めるがんの死亡の絶対格差の占める割合が最も大きかった。がん自体の死亡率が減少傾向にあるにもかかわらず、がんにおける格差は絶対指標でも相対指標でも減少していなかった。がんは喫煙や飲酒などリスクが明らかなものも多く、検診など対策により予防可能なものが多いため、格差縮小に向けて、要因をさらに検討し、死亡率の高い集団への対策を検討する必要がある。

自殺における格差は減少傾向にあるものの、相対的にみた場合最も高い死因であった。自殺は不況など経済的な状況に大きく反応するため、どのような経済状況の際にどういった層の自殺が増加するのか、また格差が拡大しているのかについてさらなる検討が必要である。

今回の検討にはまだいくつかの問題点が残っている。ICD の変更に伴う死因変更を

補正する手法を適用していない⁵。心疾患の経年変化の解釈には注意が必要である。また、時系列での分析を行うために、2010年時点の市区町村を基本とした1839の市区町村に合併している。人口規模がかなり大きい地域もあるため、格差の過小評価につながっている可能性がある⁶。また、使用したADIは国勢調査年ごとに推定されたものを使用しているが、ADIを推定する式は2000年前半の社会調査データ(JGSS)に基づくものである。経年変化を見る上では、共通のADIを通年で使用する方がよい可能性もあり、ADIの時代変化に対する検討がさらに必要である。

本研究は、現状で利用可能なデータにより健康格差のモニタリングをし、視覚化した。国および都道府県において取り組む健康日本21をはじめとした各種健康施策における基本的資料として活用されることが期待される。一方、今回使用したデータの地理的な単位は諸外国において健康格差計測で使用されているものに比べると非常に大きなものであり、格差の過小評価につながっている可能性がある。本研究班の中谷の分担研究により示されたよう、今後、人口動態統計のオンライン届出の情報を用いれば、より小さな地域に基づく地理的剥奪指標を用いた健康格差の計測が可能となっていくであろう。しかしながら、データハンドリングの困難性などを鑑みると、Routineでモニタリングを行うためにはさらなる統計情報の体制整備が必要である。

各死因別死亡率における格差縮小に向けてのアクションを考える上では、格差のトレンドおよびその要因を詳細に分析する必要がある。そのためには、各疾患のリスク要因のPrevalenceや検診受診状況、治療内容

や医療へのアクセスなどとの関連を検討する必要がある。日本では、リスク要因や検診受診に関しては国民健康・栄養調査や国民生活基礎調査があり、医療に関しては DPC やレセプトデータなどが活用可能なデータベースといえる。しかし、国民健康・栄養調査や国民生活基礎調査がモニタリング可能な最小地域は都道府県単位であり、今回のような検討に用いることができない。DPC やレセプト情報の活用は、治療に関するプロセス指標であるため、人口動態統計やがん登録資料のようなアウトカム情報との連結が必要である。現時点では、提供可能なレセプト情報・特定健診等情報データベース (NDB) 二次医療圏が最小単位である。また、いくつかの国では既にリスク要因の Sampling survey や検診データベース、レセプト情報のデータベースはがん登録や人口動態統計と個人 ID により連結されて使用されている。わが国においても、公的統計データに基づく健康格差指標のモニタリングおよび要因分析に取り組む上では、個人 ID に基づく連結が可能となる体制整備を行う必要がある。

E. 結論

本研究は、現状で利用可能な市区町村別 ADI およびそれに基づく SEP により、全死亡・主死因別死亡率の社会経済指標による格差の推移について分析し、視覚化した。市区町村という比較的大きな人口規模を単位としていたが、日本全体でみた場合、絶対指標でも相対指標でもほとんどの死因の死亡率において格差が見られた。国および都道府県において取り組む健康日本 21 をはじめとした各種健康施策における基本的資料として活用されることが期待される。

F. 健康危険情報

特になし

G. 研究発表

1. 論文発表

Ito Y, Nakaya T, Ioka A et al. Investigation of Spatial Clustering of Biliary Tract Cancer Incidence in Osaka, Japan: Neighborhood Effect of a Printing Factory. *J Epidemiol* 2016; 26: 459-463.

2. 学会発表

Ito Y, Nakayama T, Fukui K, Nakaya T, Yonejima M, Yasumoto S, Kondo N, Rachet B. Areal-level socioeconomic inequalities in cancer death using nationwide vital statistics, Japan, 2005-2014. 第 75 回日本癌学会学術総会. 6-8 Oct. 2016:[Poster]. 横浜

Ito Y, Fukui K, Yonejima M, Kondo N, Nakaya T. Trends in areal socio-economic inequalities of mortality of all and main causes of death in Japan: 1995-2014. Society of Epidemiologic Association 49th Annual Meeting. 21-24 Jun. 2016:[Poster]. Miami, US

Ito Y, Fukui K, Nakaya T, Yonejima M, Yasumoto S, Kondo N, Nakayama T. Trends in areal socio-economic inequalities of cancer mortality in Japan, based on national vital statistics from 2006 to 2014. UICC, World Cancer

Congress. 31 Oct. - 3 Nov. 2016:EPP48-18
[e-Poster]. Paris, France

H. 知的財産権の出願・登録状況

(予定を含む)

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

引用文献

1. Nakaya T, Honjo K, Hanibuchi T, Ikeda A, Iso H, Inoue M, et al. Associations of all-cause mortality with census-based neighbourhood deprivation and population density in Japan: a multilevel survival analysis. *PLoS One*. 2014;9:e97802. (in eng).
2. 中谷友樹. 地理統計に基づくがん死亡の社会経済的格差の評価 —市区町村別がん死亡と地理的剥奪指標との関連性—. *統計数理*. 2011;59:239-65.
3. Mackenbach JP, Kunst AE. Measuring the magnitude of socioeconomic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. *Soc Sci Med*. 1997;44:757-71. (in eng).
4. StataCorp. *Stata Statistical Software: Release 13*. College Station, TX: StataCorp LP. 2013.
5. Naghavi M, Makela S, Foreman K, O'Brien J, Pourmalek F, Lozano R.

Algorithms for enhancing public health utility of national causes-of-death data. *Population Health Metrics*. 2010;8:9.

6. Woods LM, Rachet B, Coleman MP. Choice of geographic unit influences socioeconomic inequalities in breast cancer survival. *Br J Cancer*. 2005;92:1279-82. (in eng).

表 1. 使用した各種データの対応年

死亡:人口動態統計	人口:国勢調査年	ADI:国勢調査年
1985	1985	1990
1986	1986	
1987	1987	
1988	1988	
1989	1989	
1990	1990	
1991	1991	
1992	1992	
1993	1993	1995
1994	1994	
1995	1995	
1996	1996	
1997	1997	
1998	1998	2000
1999	1999	
2000	2000	
2001	2001	
2002	2002	
2003	2003	2005
2004	2004	
2005	2005	
2006	2006	
2007	2007	2010
2008	2008	
2009	2009	
2010	2010	
2011	2011	
2012	2012	
2013	2013	
2014	2014	

グレーは線形補間

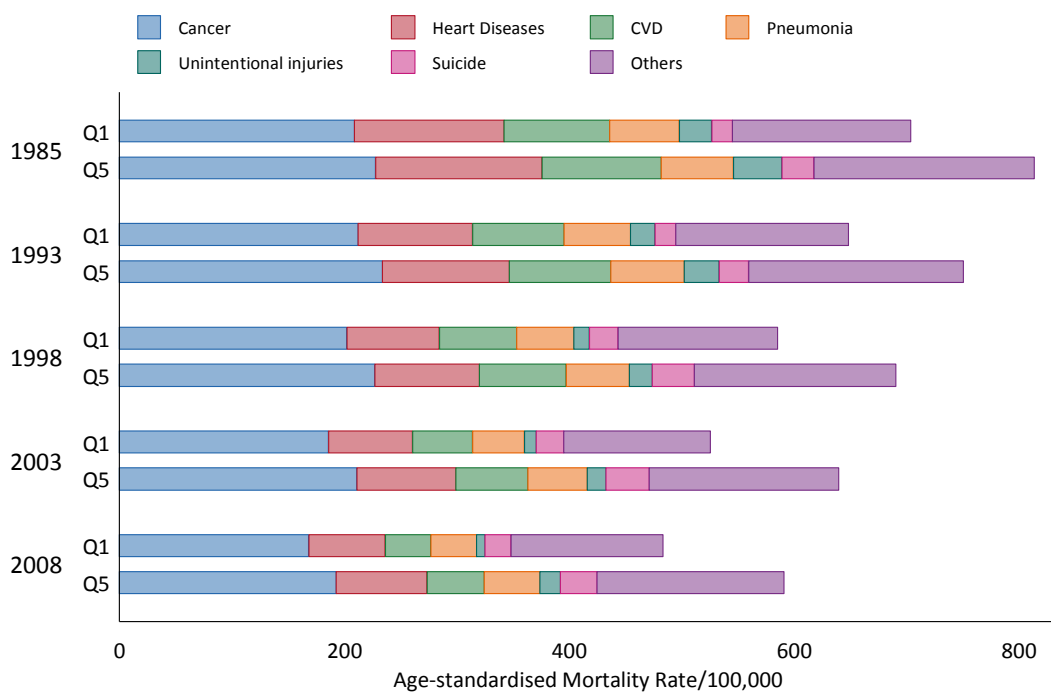


図 1. 市区町村別 ADI 第 1・5 分位の主要死因別年齢調整死亡率 (人口 10 万対) : 男性

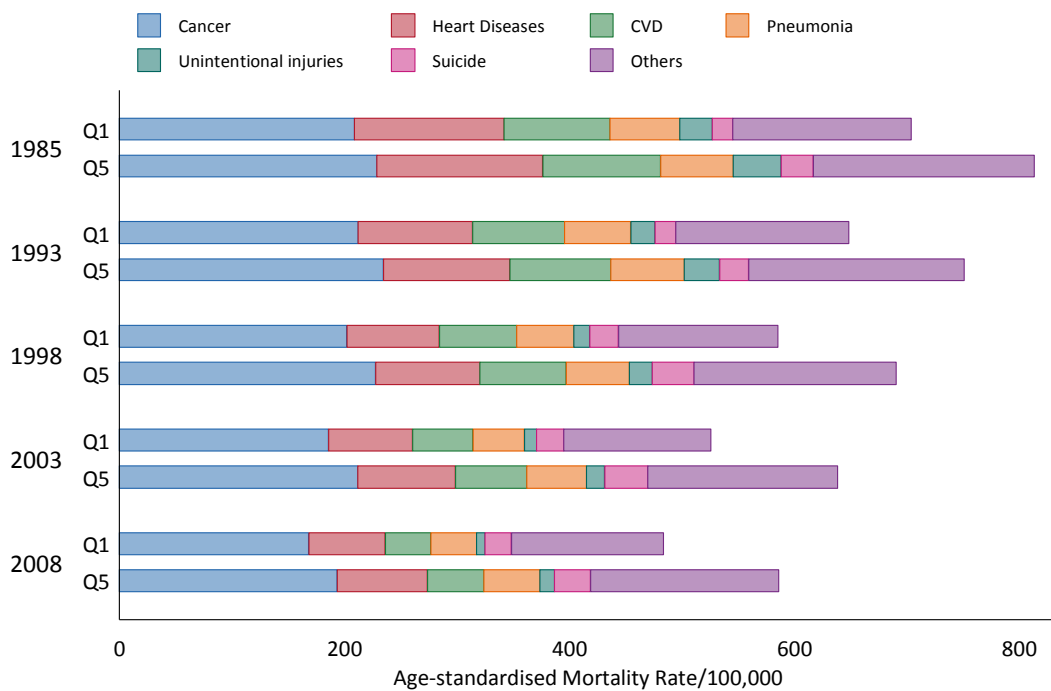


図 2. 市区町村別 ADI 第 1・5 分位の主要死因別年齢調整死亡率 (人口 10 万対) : 女性

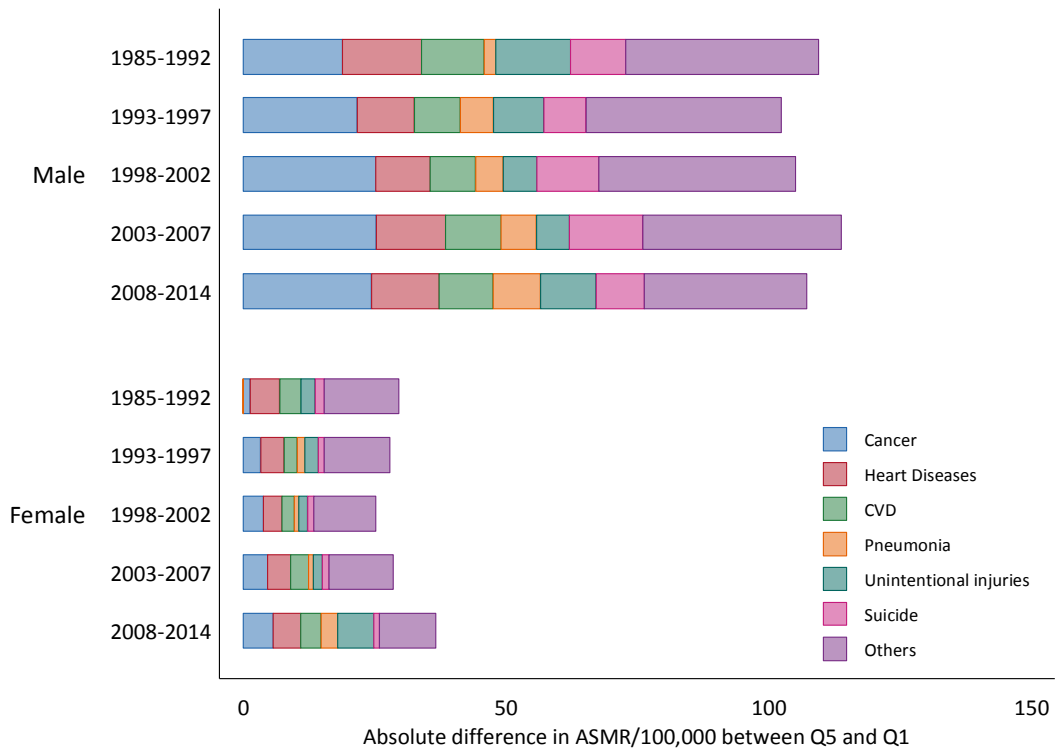


図 3-1. 主要死因別年齢調整死亡率の絶対格差（第 5 分位－第 1 分位）：全都道府県

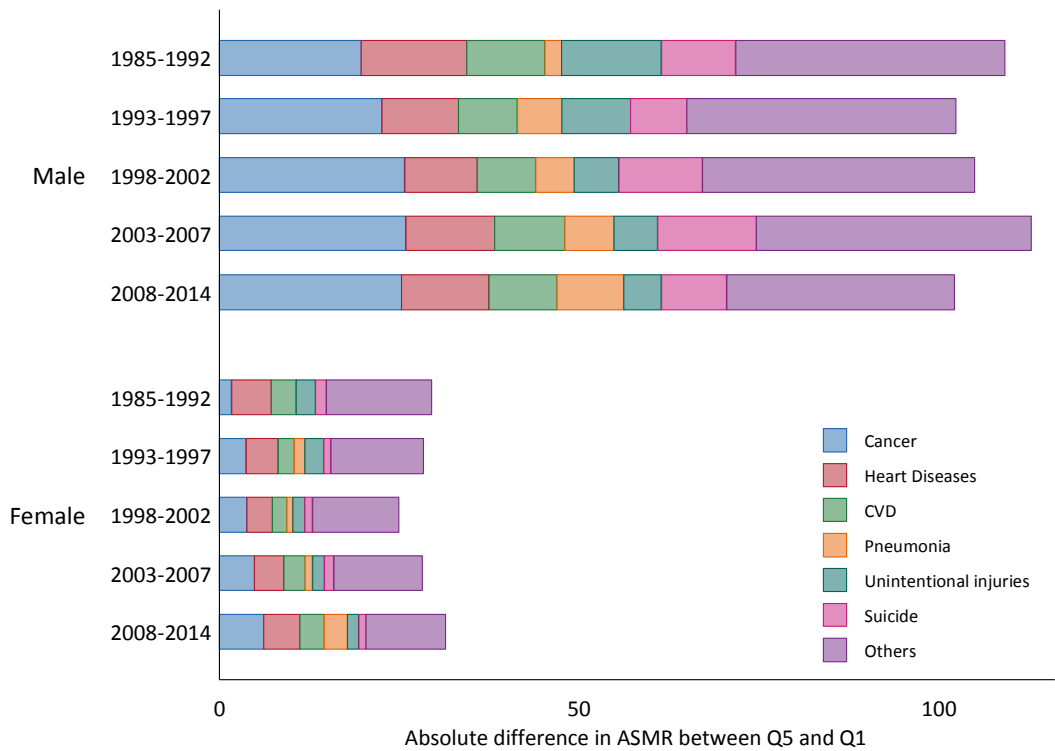


図 3-2. 主要死因別年齢調整死亡率の絶対格差（第 5 分位－第 1 分位）：東日本大震災被害 3 県（岩手、宮城、福島）除く

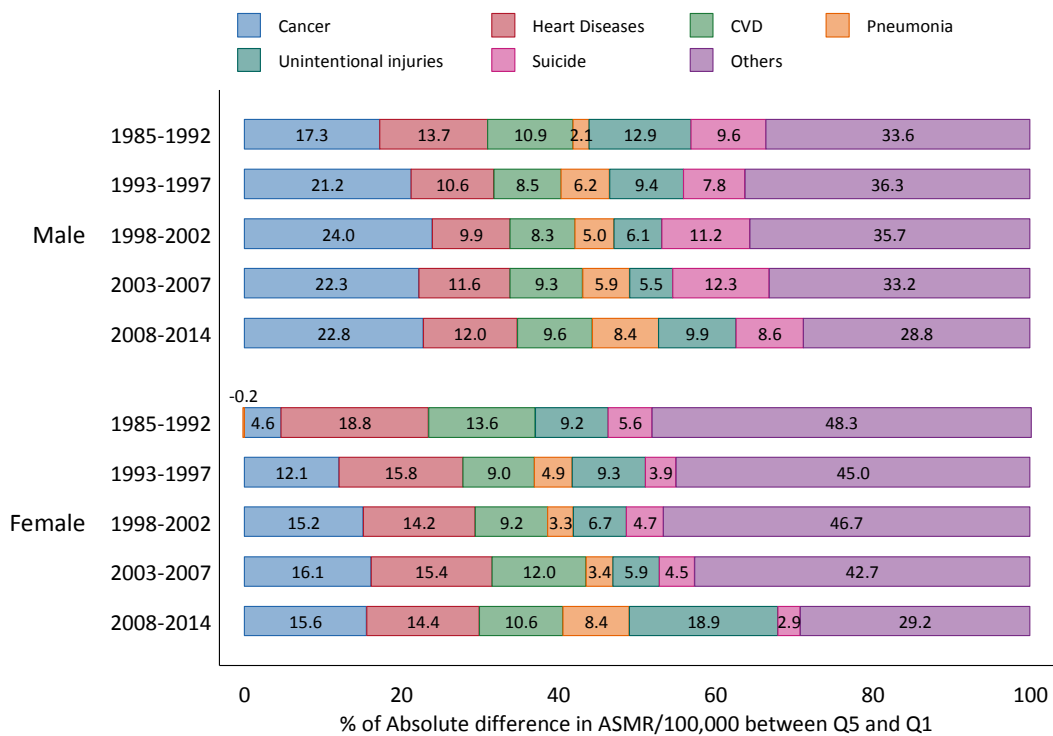


図 4-1. 主要死因別年齢調整死亡率の絶対格差の全死因に占める割合：全都道府県

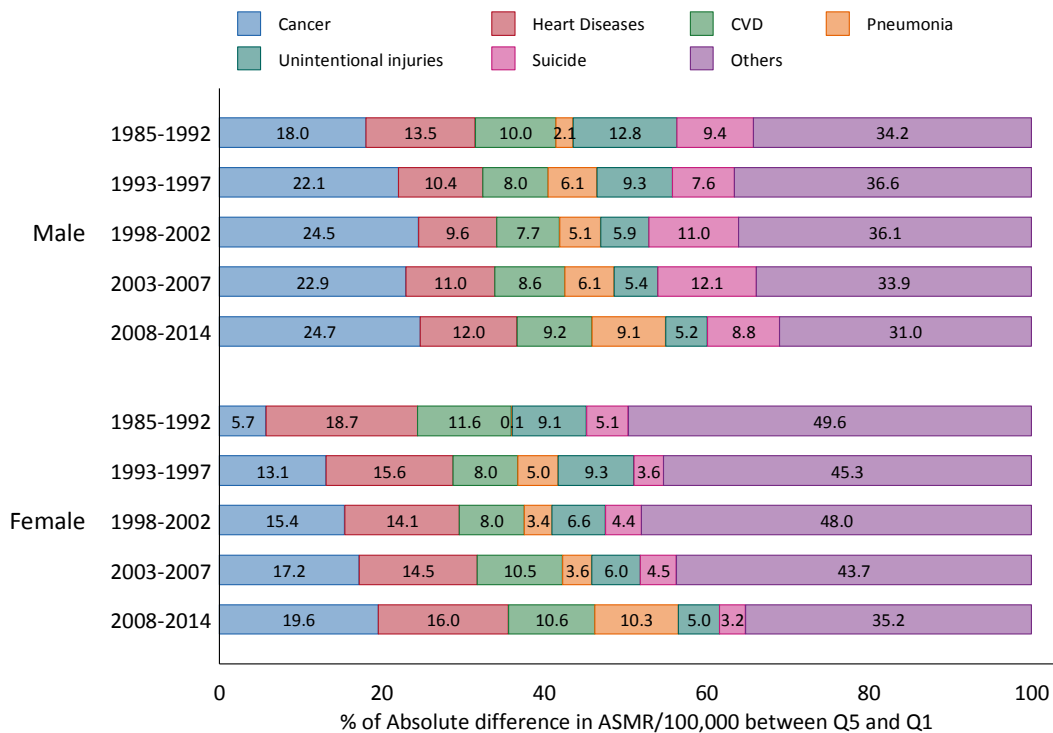


図 4-2. 主要死因別年齢調整死亡率の絶対格差の全死因に占める割合：東日本大震災被害 3 県（岩手、宮城、福島）除く

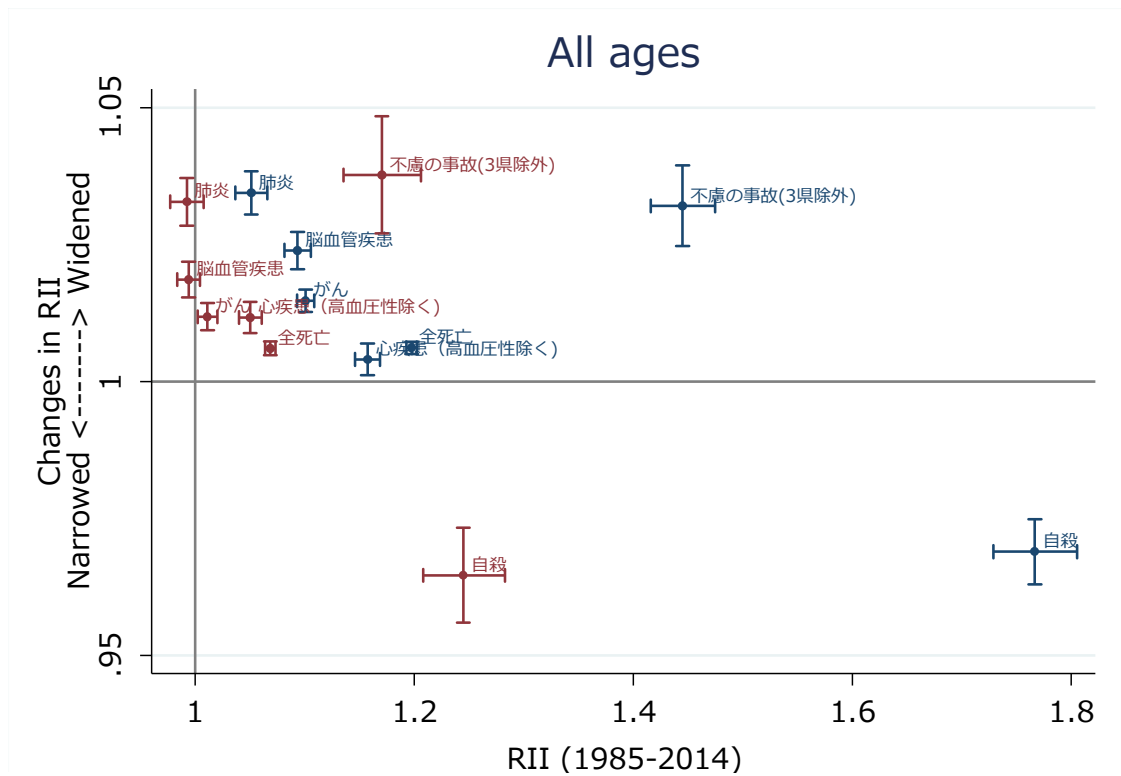


図 5. 相対的格差指標 (RII) とその時代変化 : 全年齢

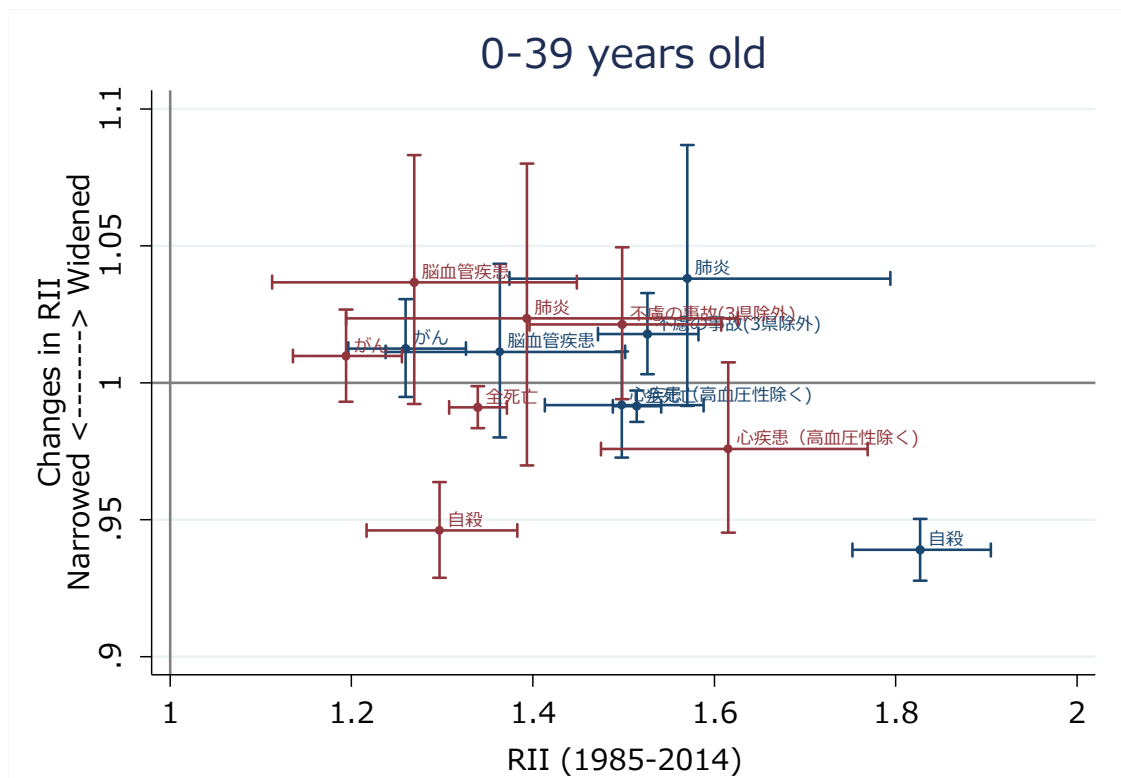


図 6. 相対的格差指標 (RII) とその時代変化 : 0-39 歳

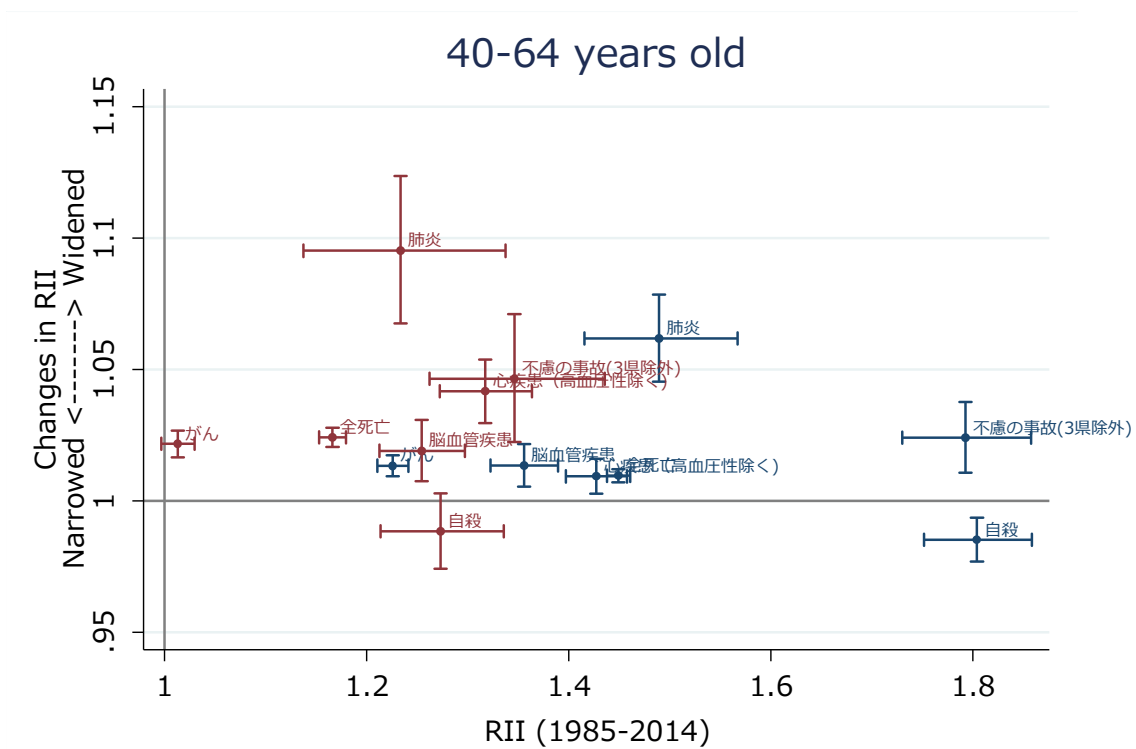


図 7. 相対的格差指標 (RII) とその時代変化 : 40-64 歳

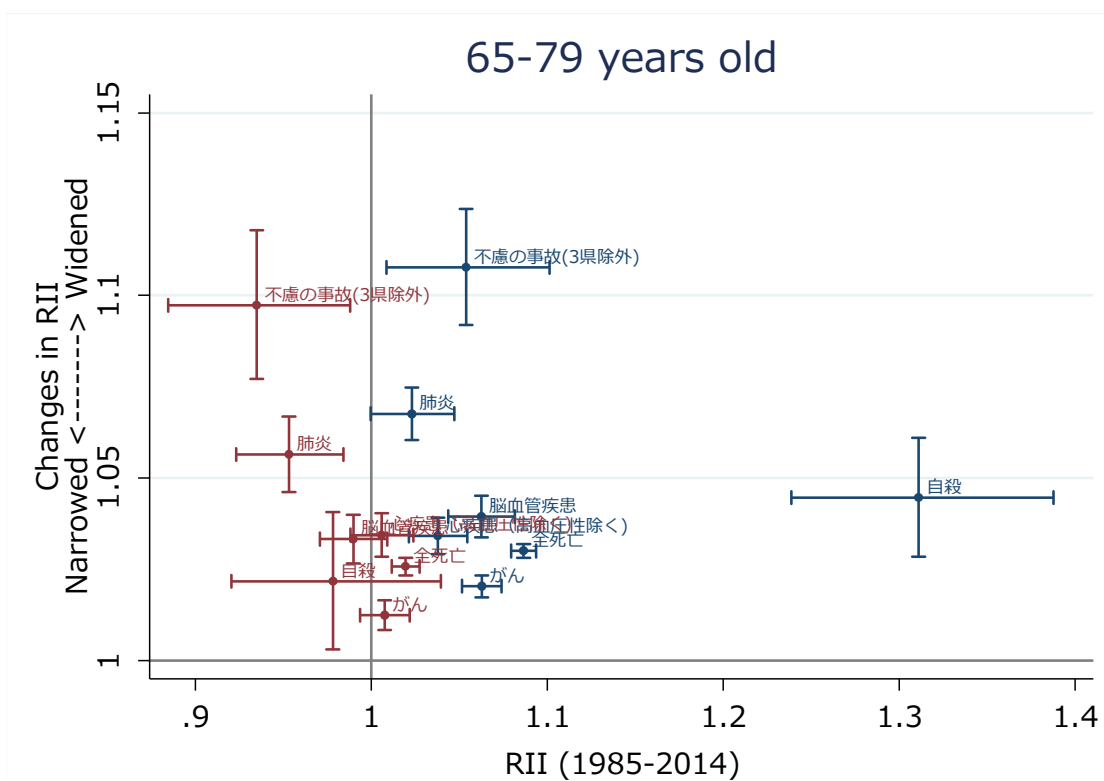


図 8. 相対的格差指標 (RII) とその時代変化 : 65-79 歳

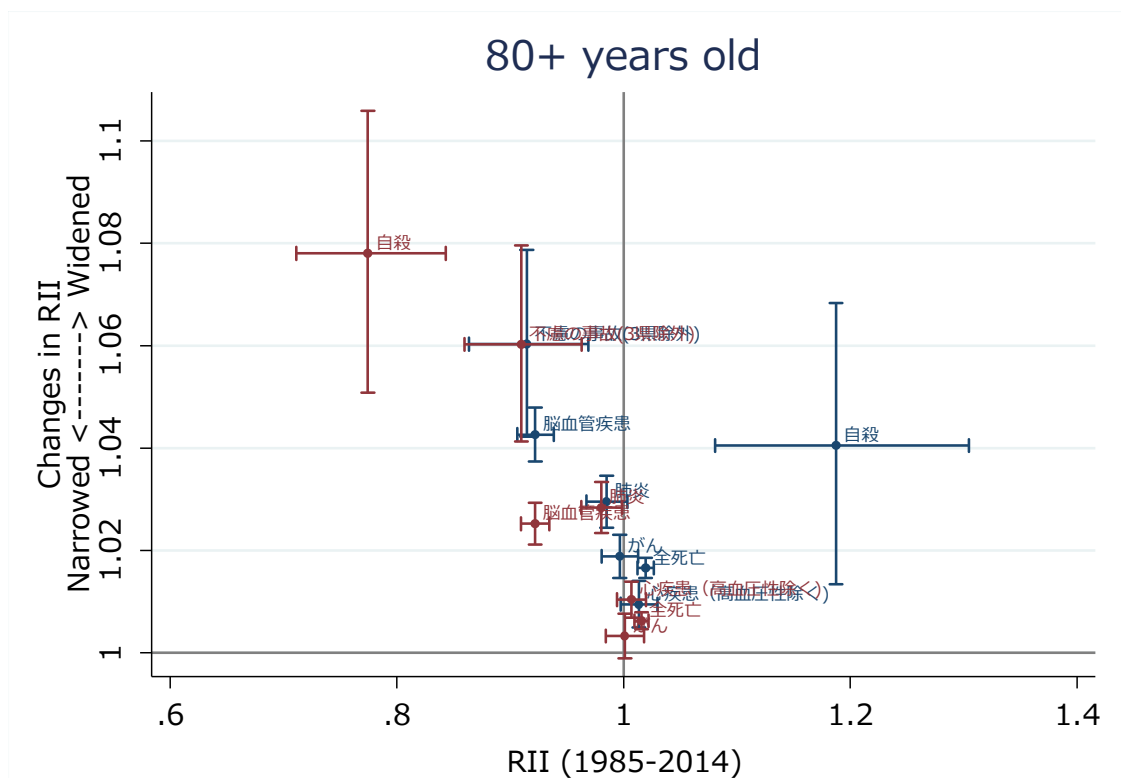


図9. 相対的格差指標 (RII) とその時代変化 : 80 歳以上

補足資料: Supplementary materials

Figure S + # Cause of death + # Type of figure

Cause of death

1. All causes
2. Cancer
3. Heart Diseases (excl. hypertensive heart diseases)
4. Cerebrovascular Diseases
5. Pneumonia
6. Unintentional Injuries
7. Unintentional Injuries (excl. disaster areas)
8. Suicide

Figure type

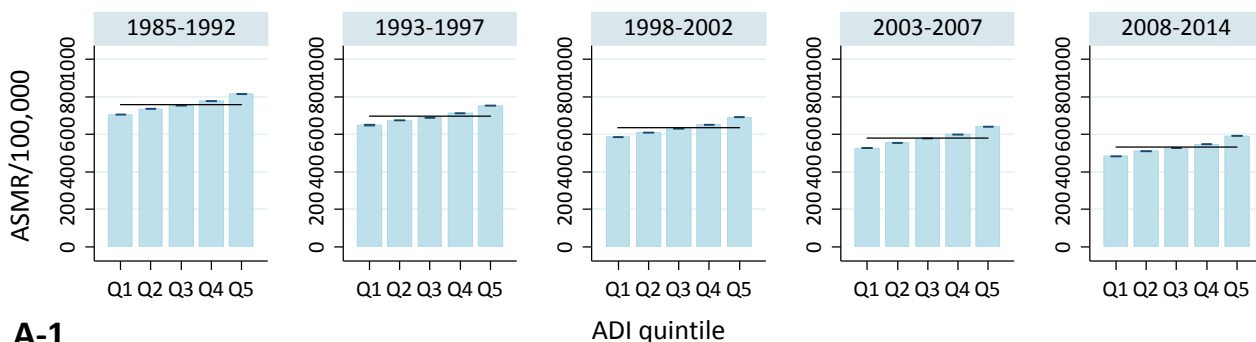
- A. Age-standardised mortality rate / 100,000 by quintile group of areal deprivation index
- B. Relative risks estimated by Poisson regression model (Q2-Q5 vs Q1)
- C. Relative Index of Inequalities (RII) based on the effect of Socio-Economic Position (SEP) estimated by Poisson regression model
- D. RII (1985-2014) and changes of RII
- E. Standardised Mortality Ratio (SMR) and RII by prefecture

Fig S1.

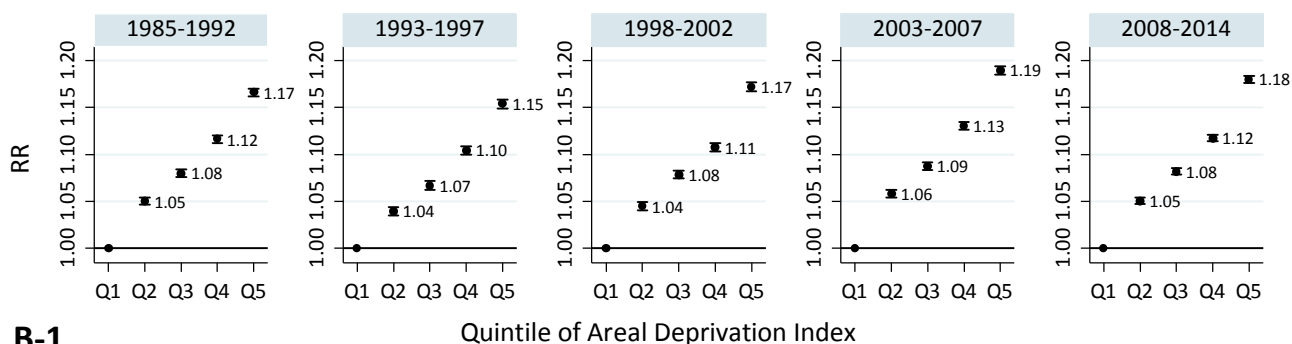
All cause of death

Male

ASMR: Std.pop 1985

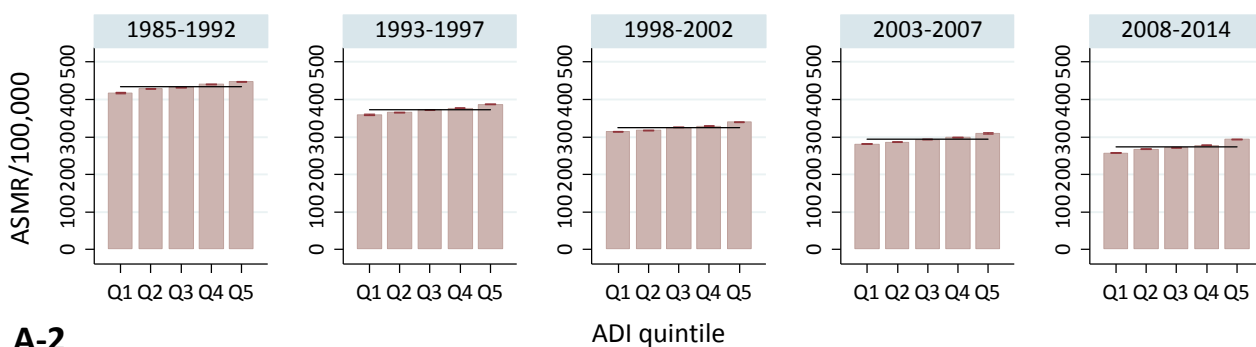


Relative Risk estimated by Poisson regression model



Female

ASMR: Std.pop 1985



Relative Risk estimated by Poisson regression model

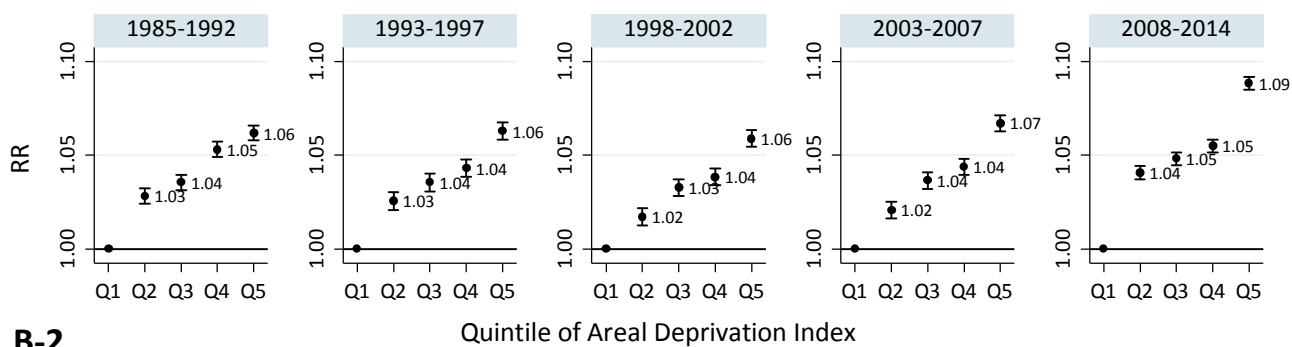
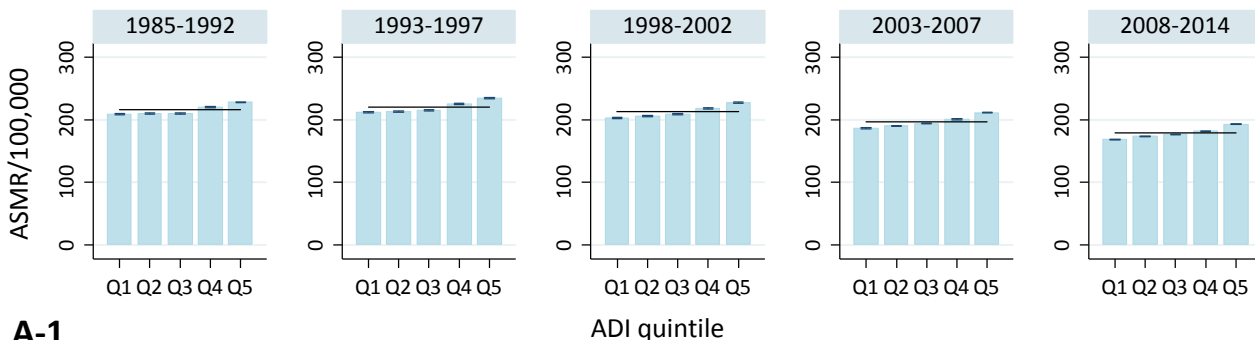


Fig S2.

Cancer

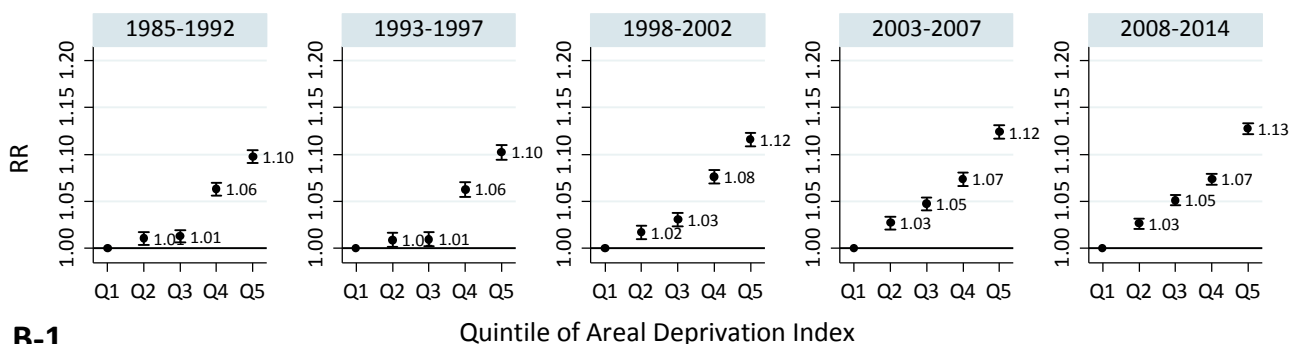
Male

ASMR: Std.pop 1985



A-1

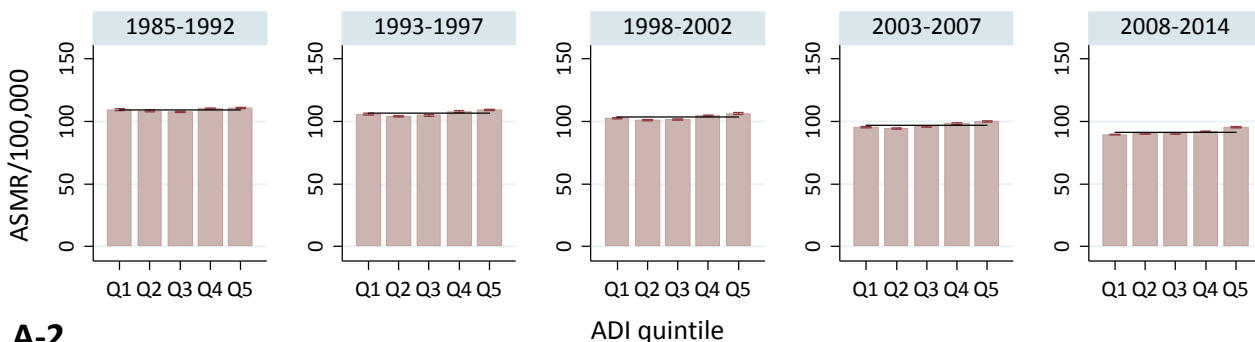
Relative Risk estimated by Poisson regression model



B-1

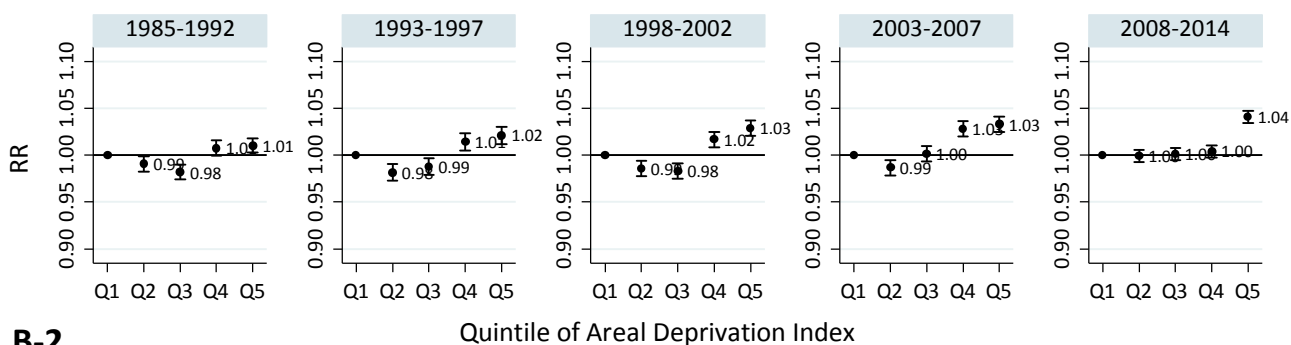
Female

ASMR: Std.pop 1985



A-2

Relative Risk estimated by Poisson regression model

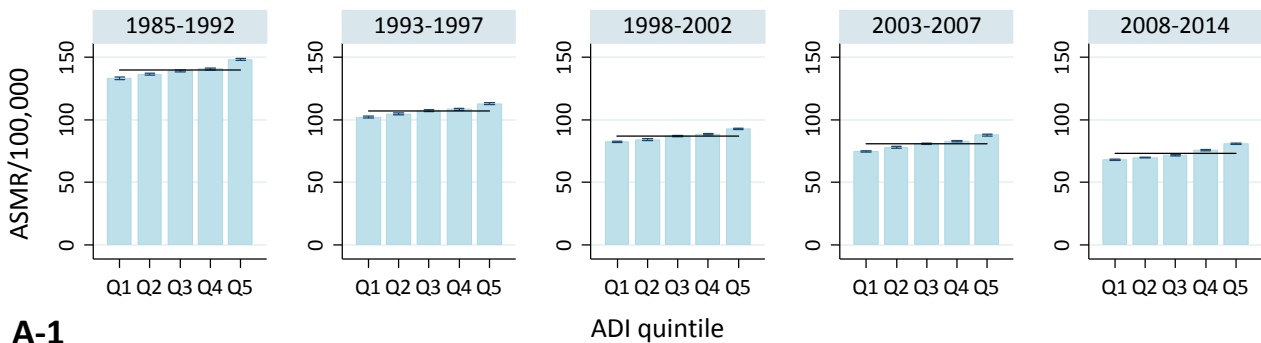


B-2

Fig S3. Heart Diseases (excl. hypertensive heart diseases)

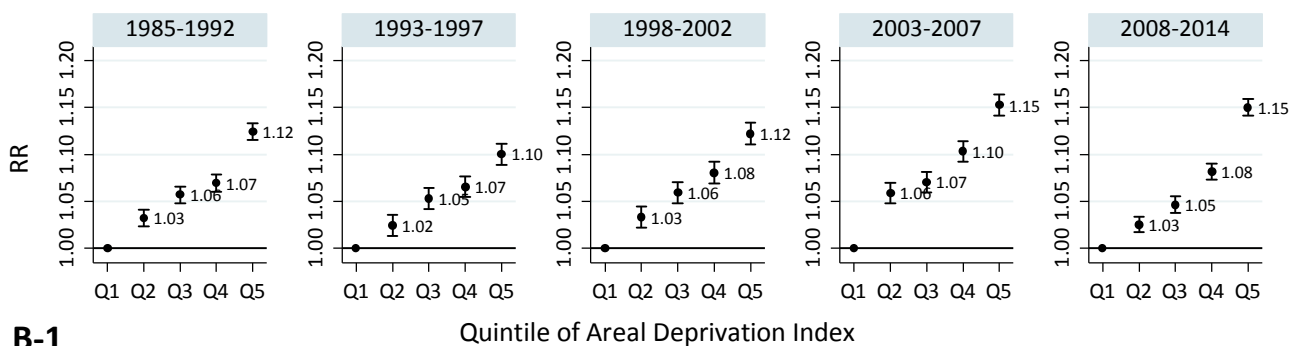
Male

ASMR: Std.pop 1985



A-1

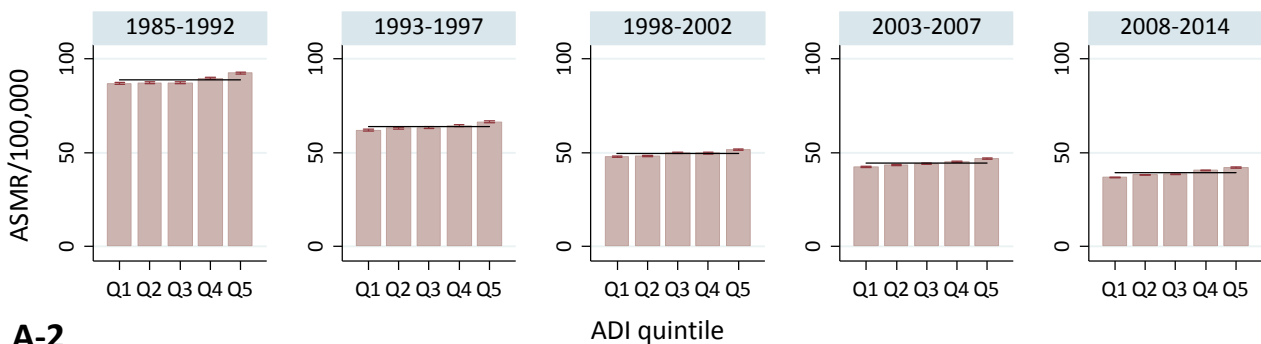
Relative Risk estimated by Poisson regression model



B-1

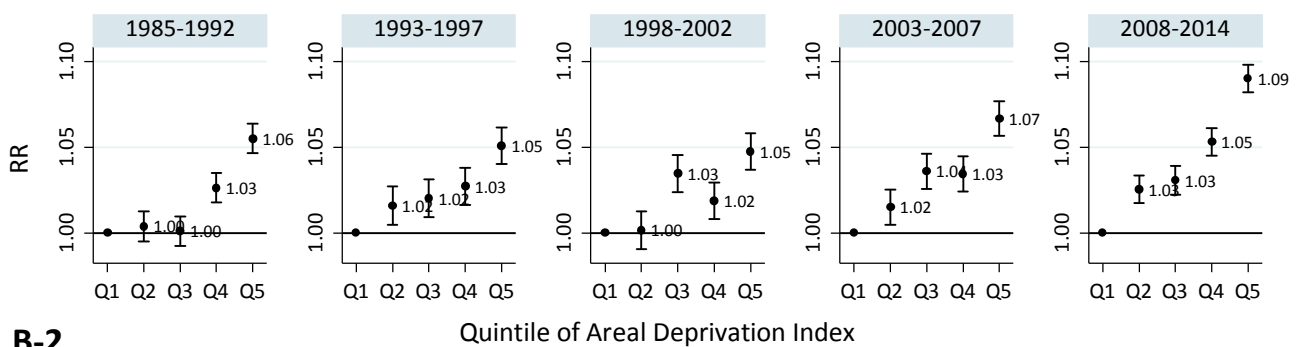
Female

ASMR: Std.pop 1985



A-2

Relative Risk estimated by Poisson regression model



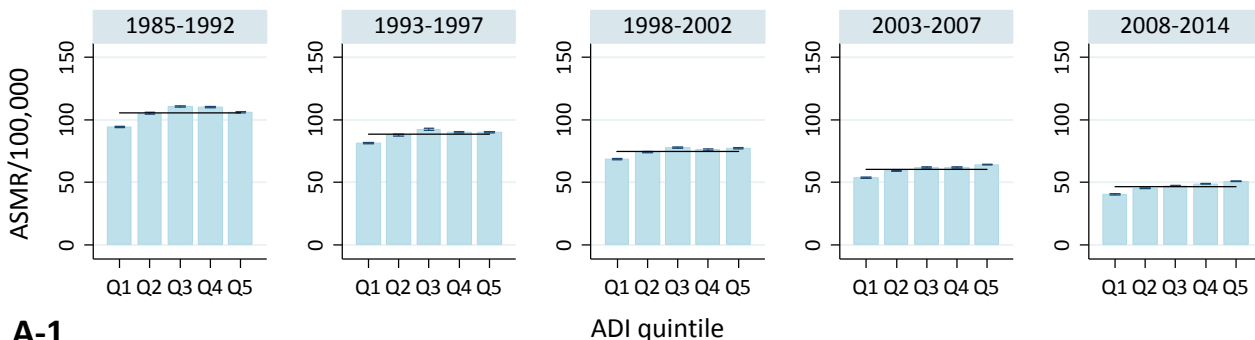
B-2

Fig S4.

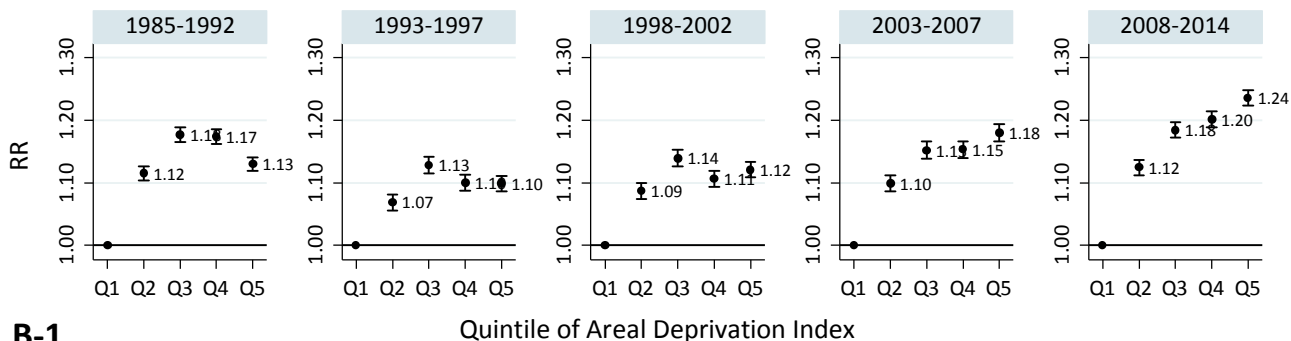
Cerebrovascular Diseases

Male

ASMR: Std.pop 1985

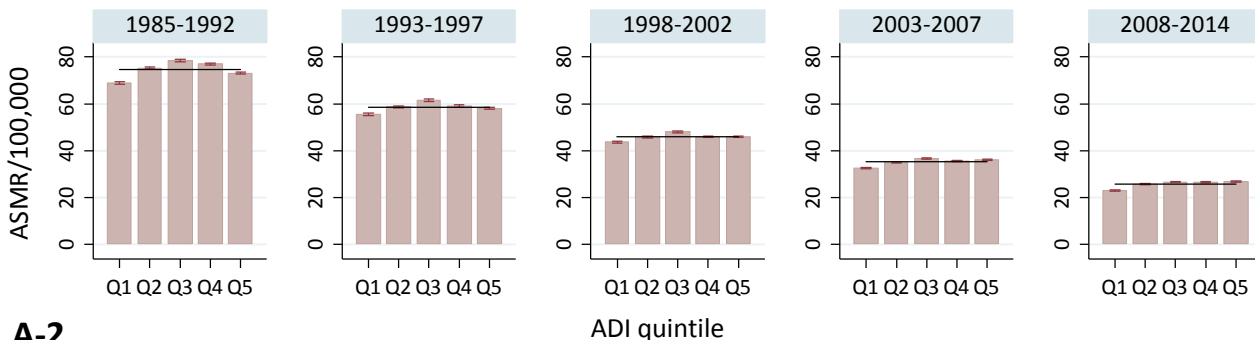


Relative Risk estimated by Poisson regression model

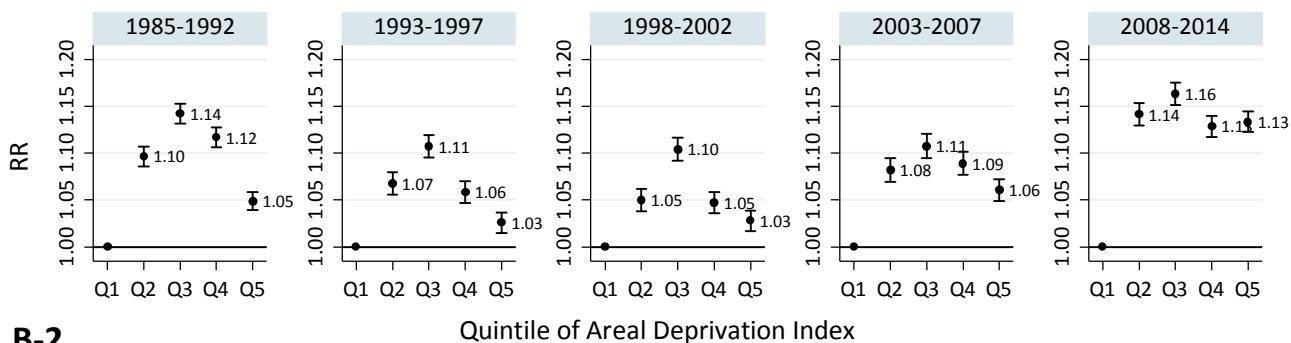


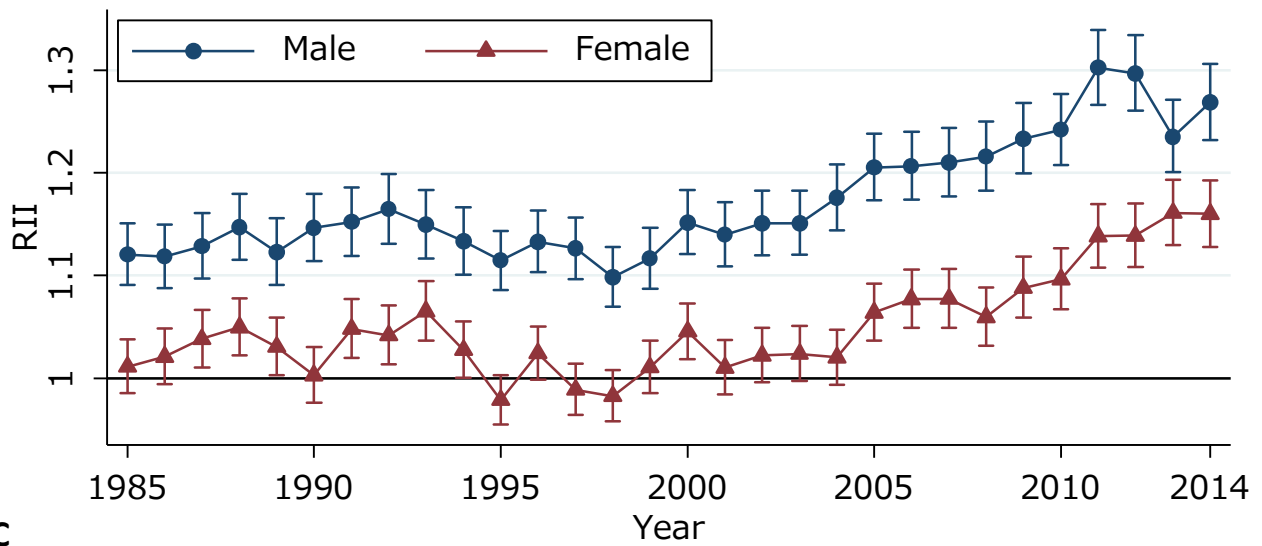
Female

ASMR: Std.pop 1985

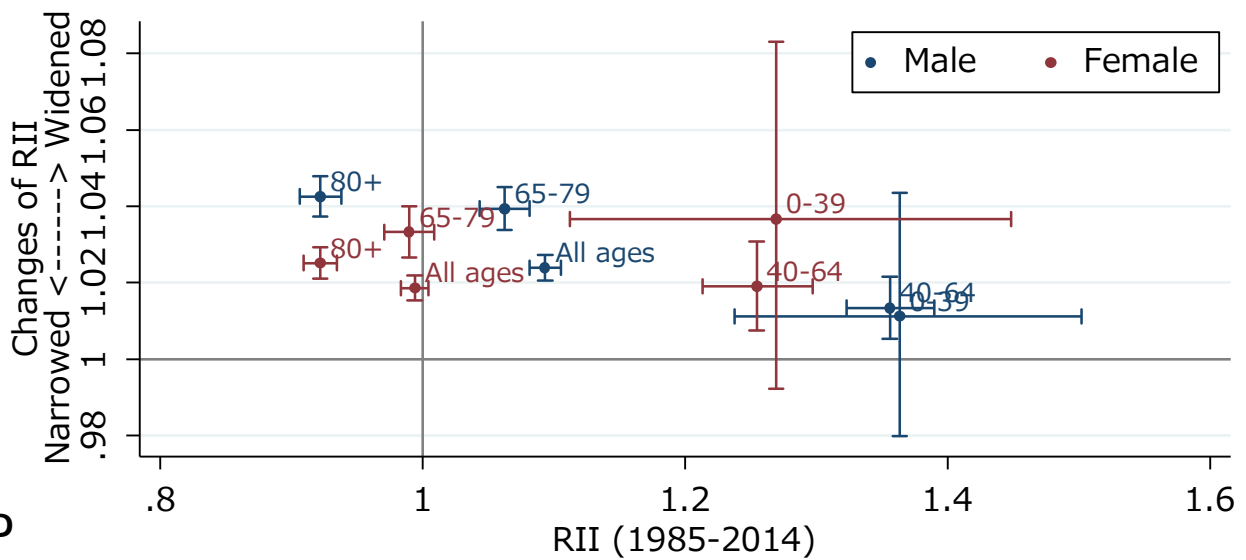


Relative Risk estimated by Poisson regression model

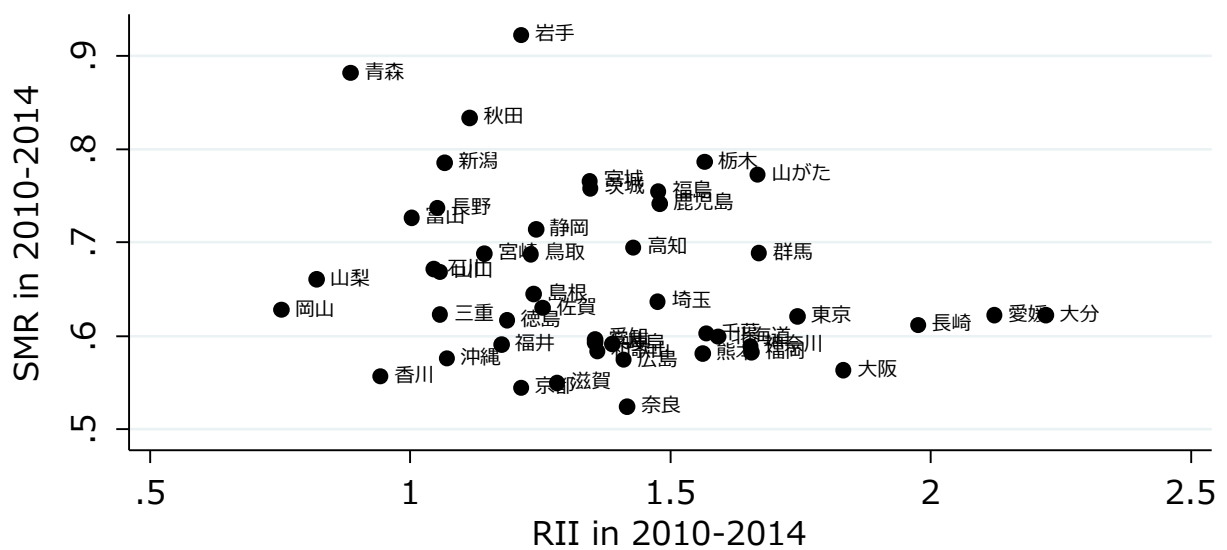




C



D



E

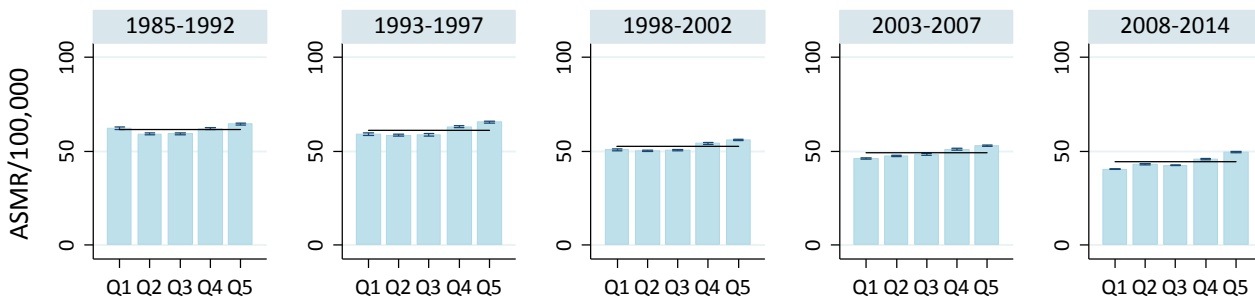
Cerebrovascular Diseases

Fig S5.

Pneumonia

Male

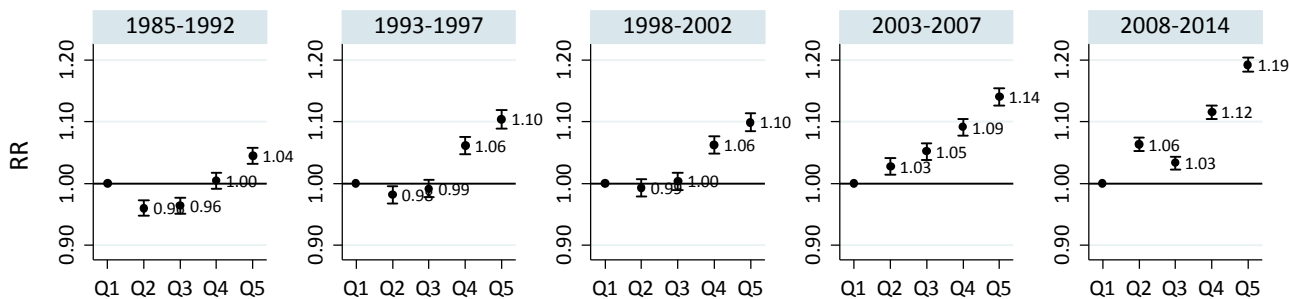
ASMR: Std.pop 1985



A-1

ADI quintile

Relative Risk estimated by Poisson regression model

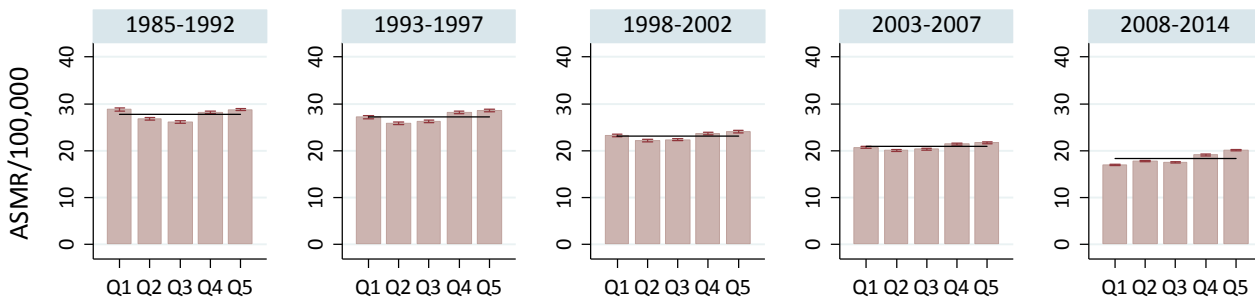


B-1

Quintile of Areal Deprivation Index

Female

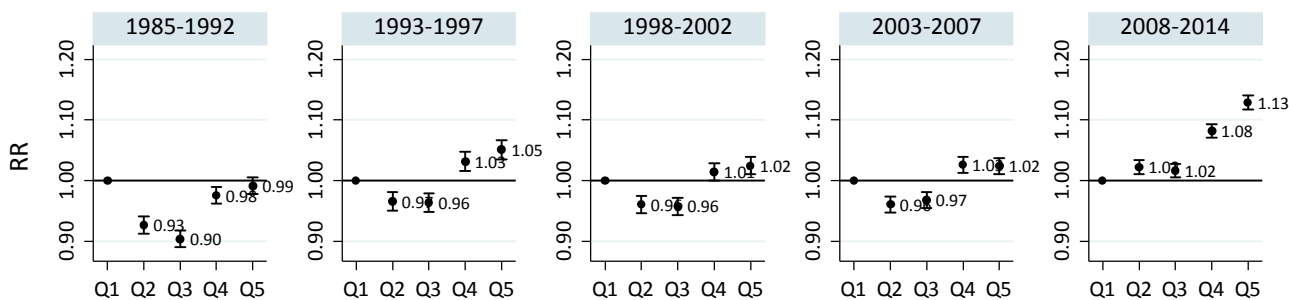
ASMR: Std.pop 1985



A-2

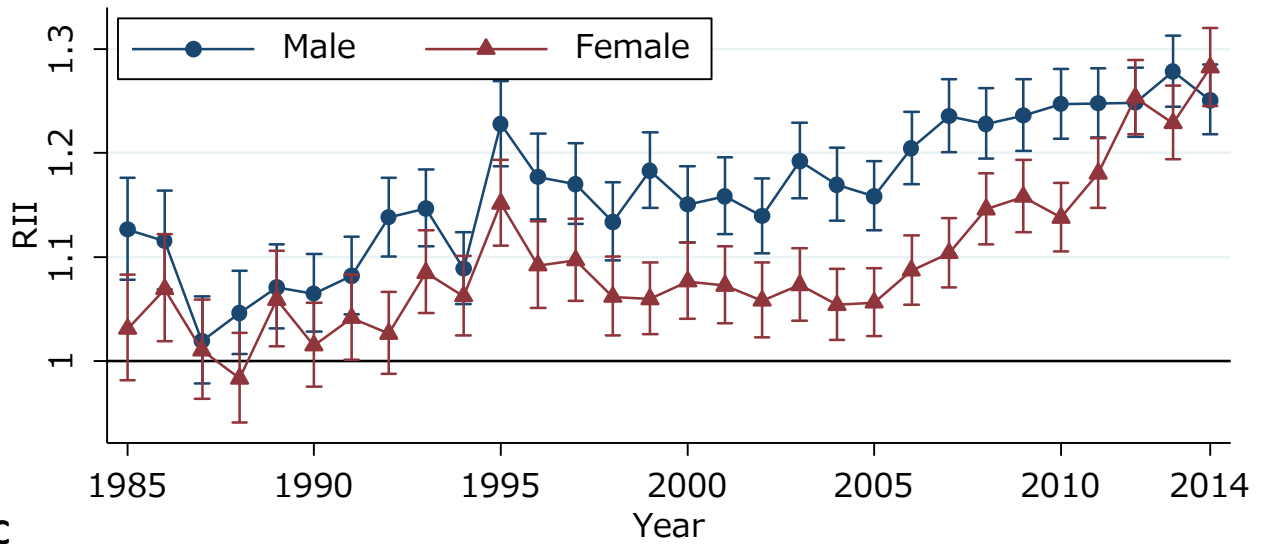
ADI quintile

Relative Risk estimated by Poisson regression model

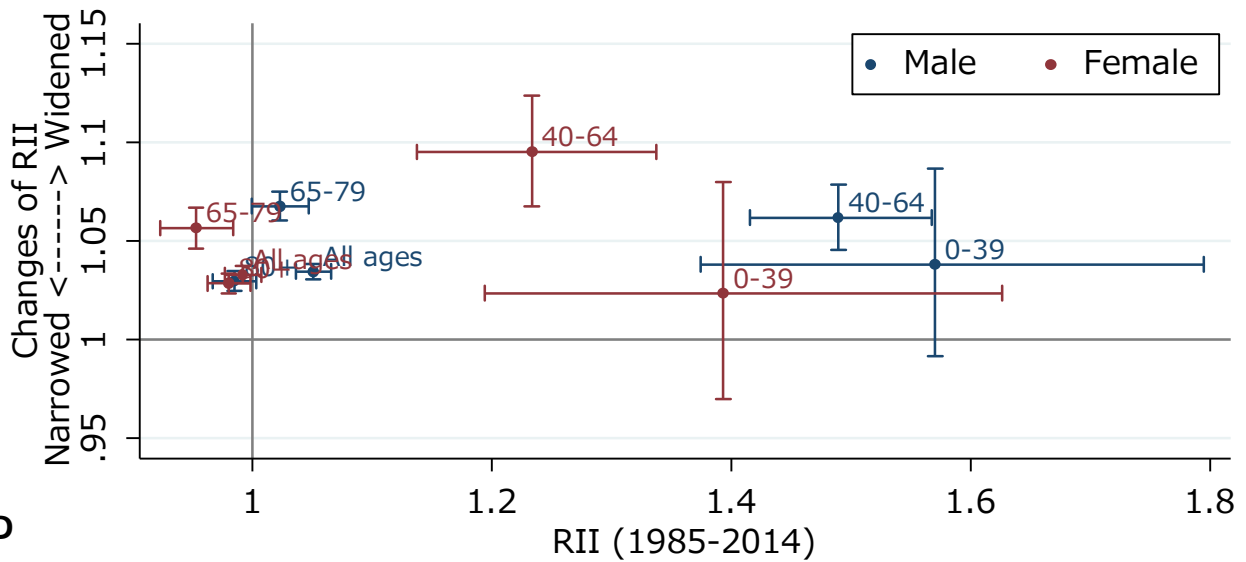


B-2

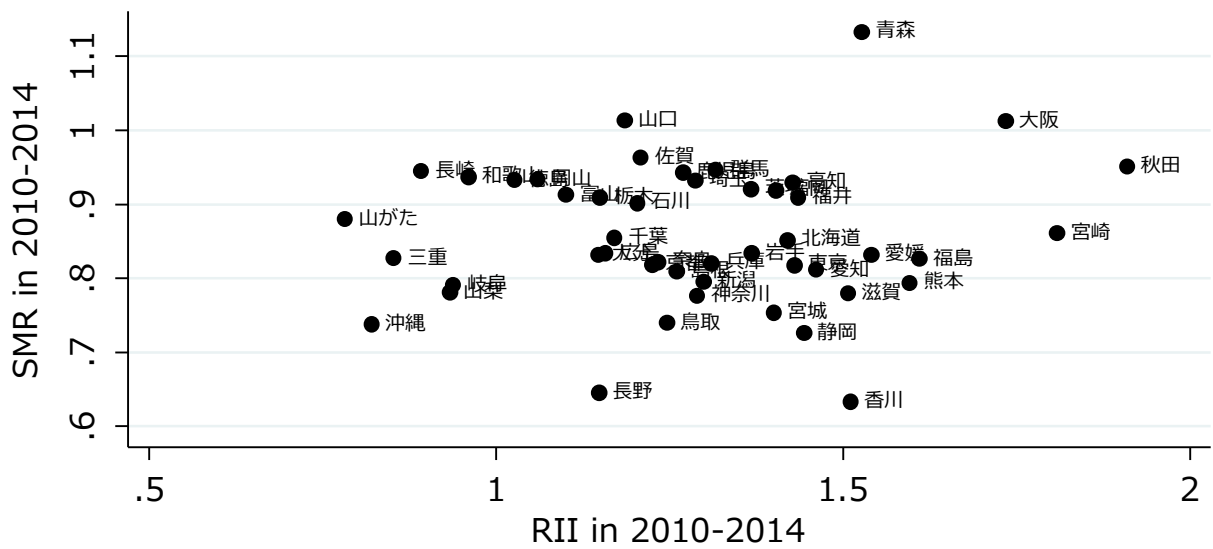
Quintile of Areal Deprivation Index



C



D



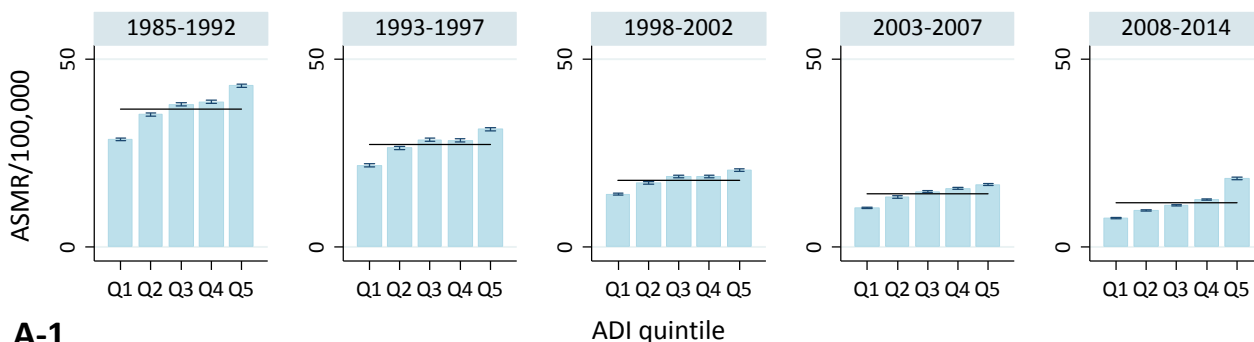
E

Pneumonia

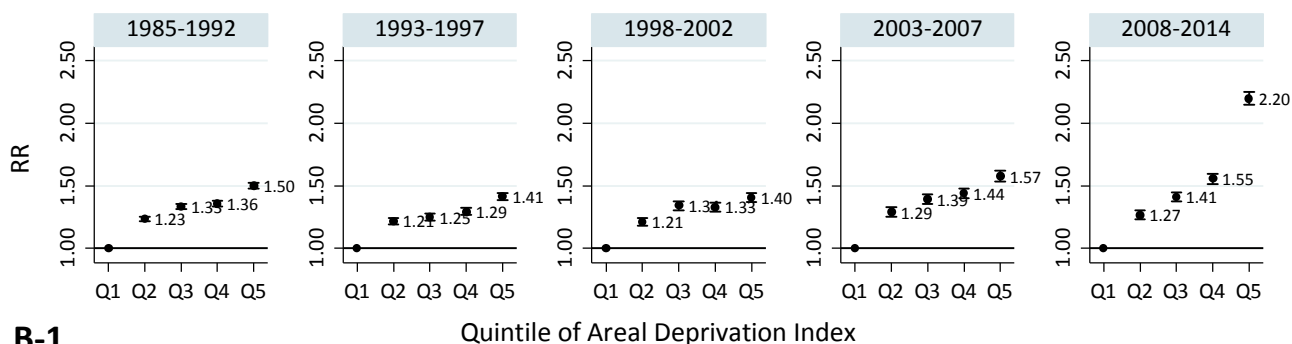
Fig S6. Unintentional injuries

Male

ASMR: Std.pop 1985

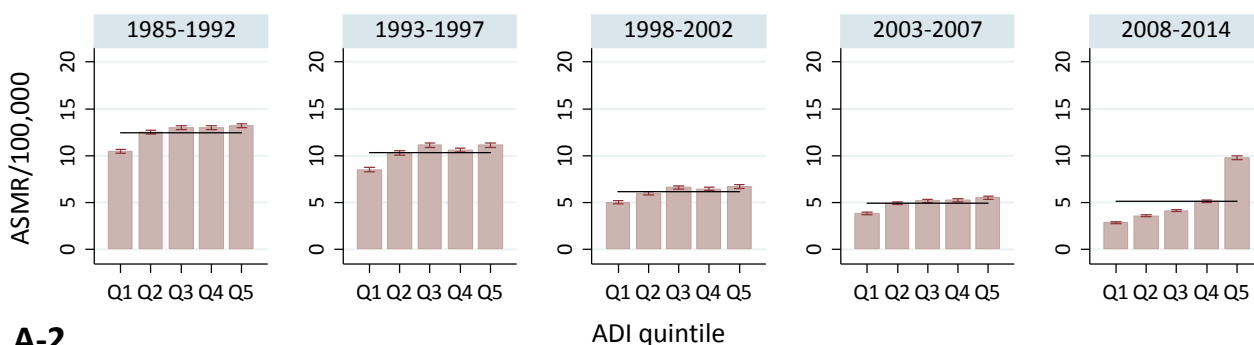


Relative Risk estimated by Poisson regression model

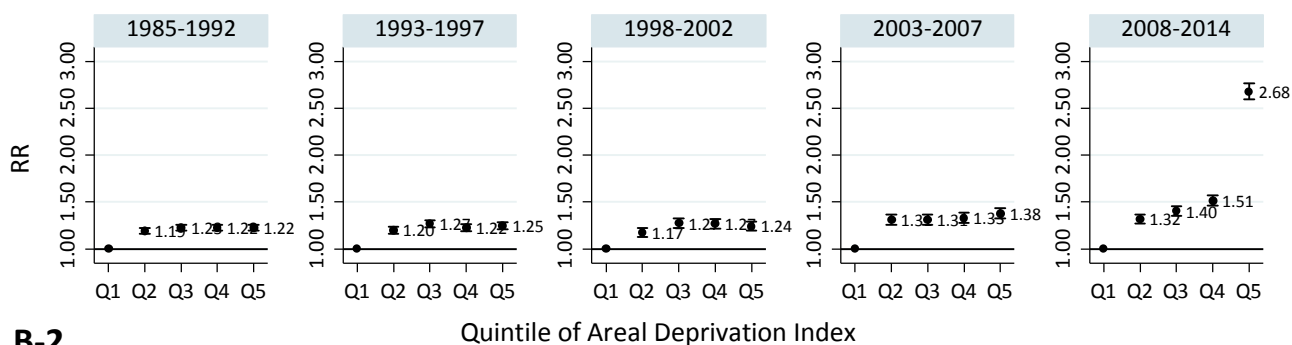


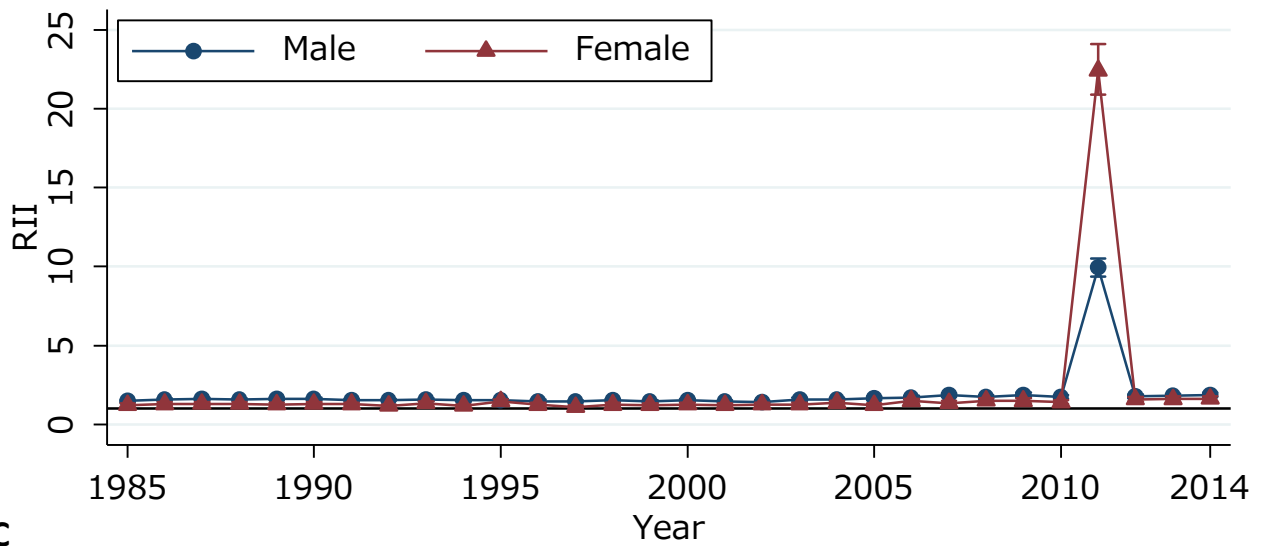
Female

ASMR: Std.pop 1985

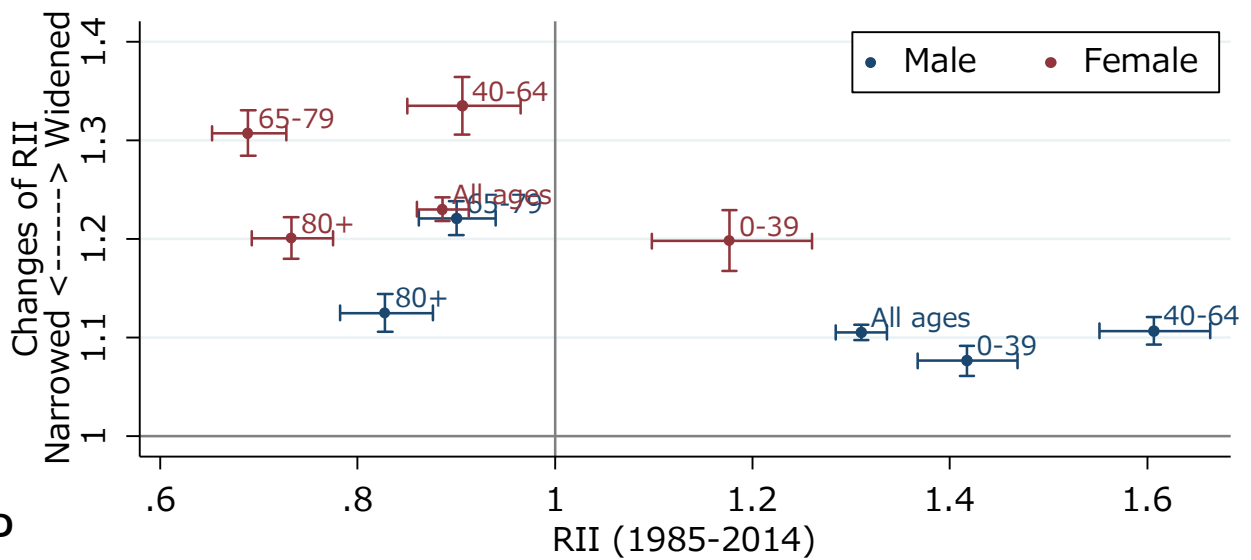


Relative Risk estimated by Poisson regression model

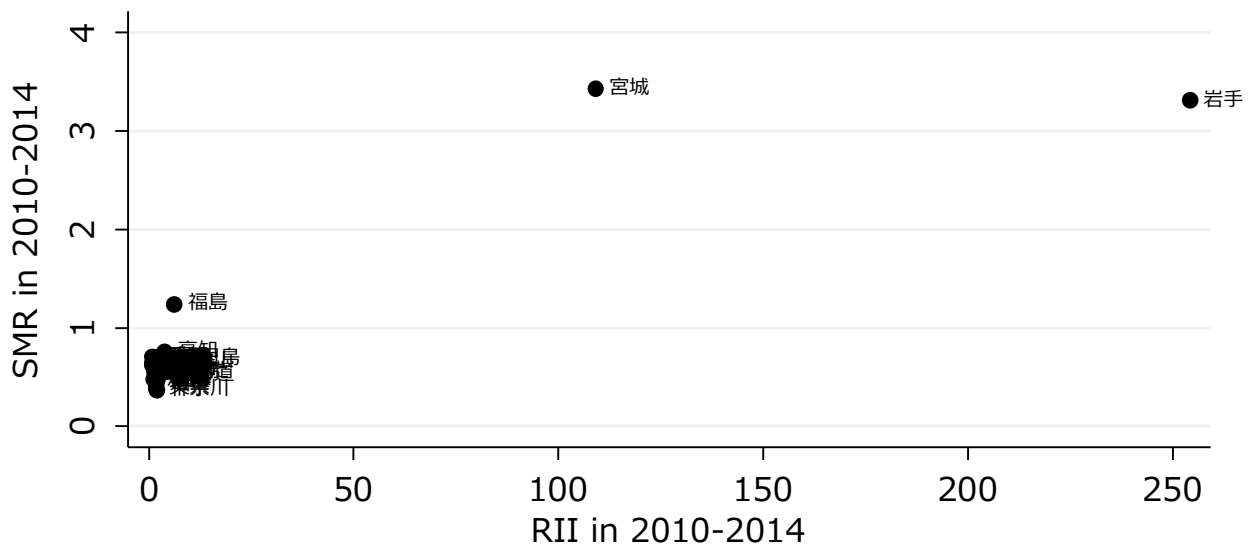




C



D

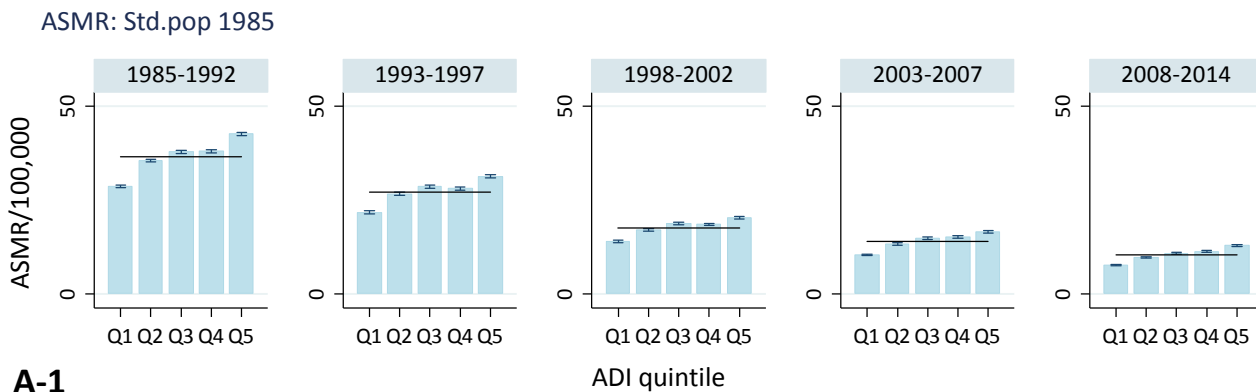


E

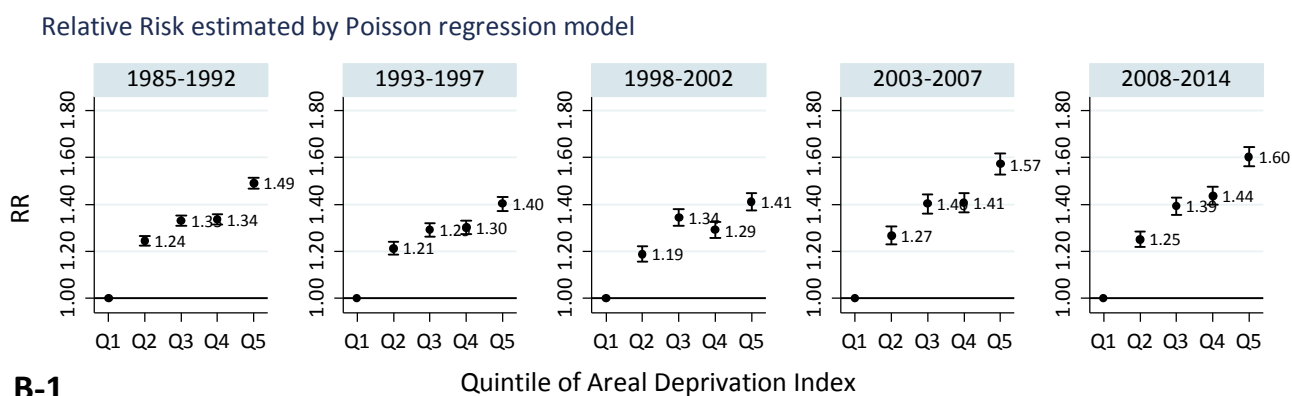
Unintentional injuries

Fig S7. Unintentional injuries (except. disaster area)

Male

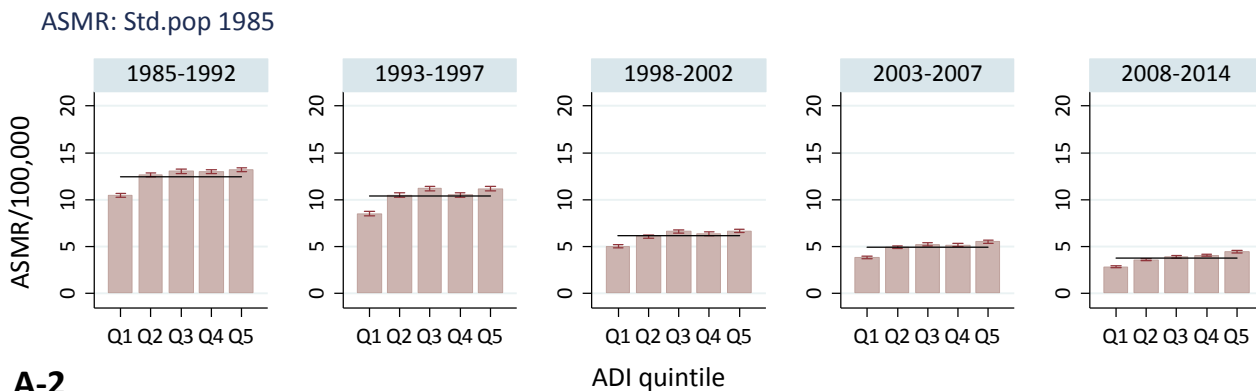


A-1

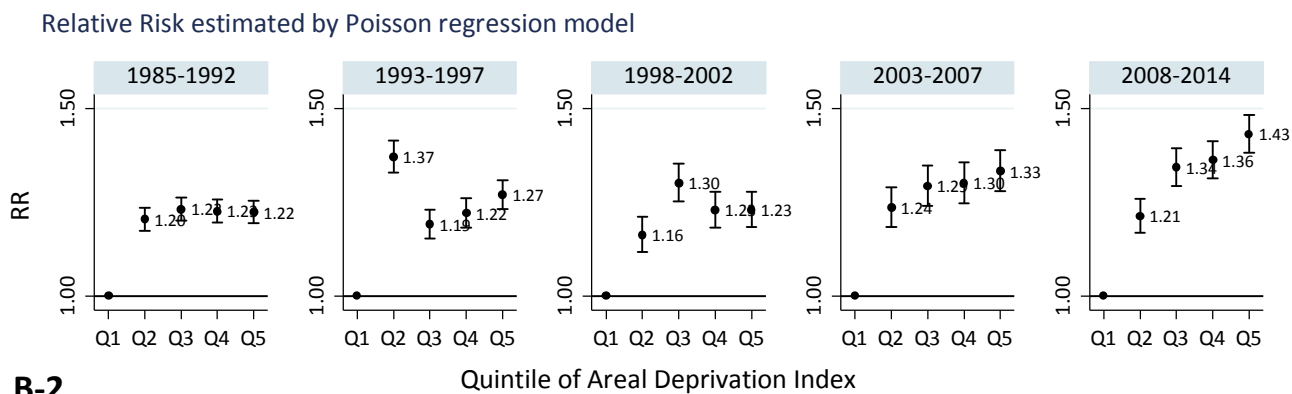


B-1

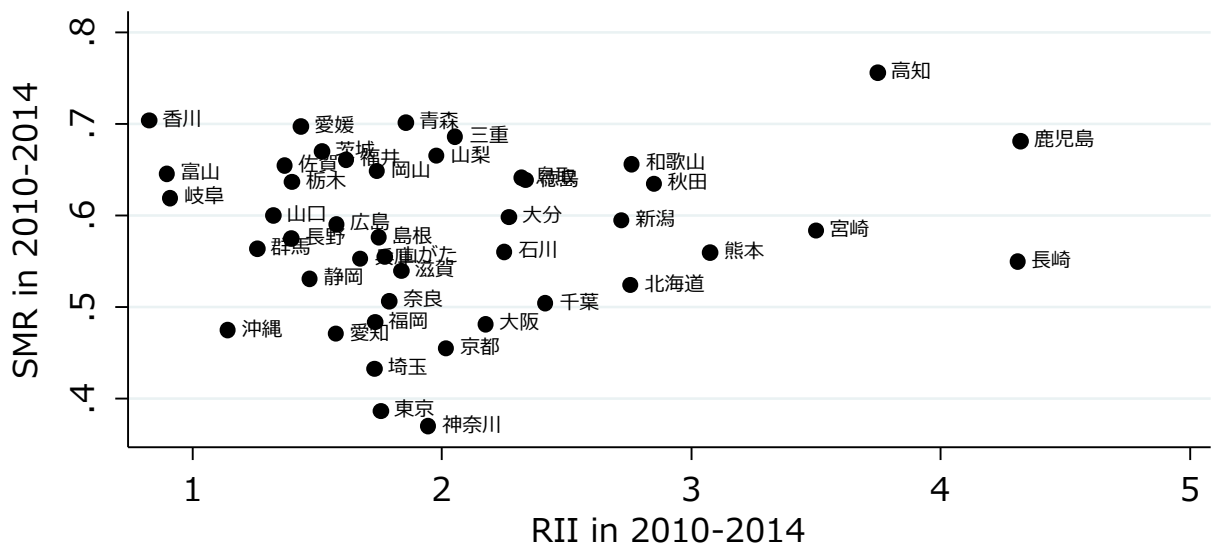
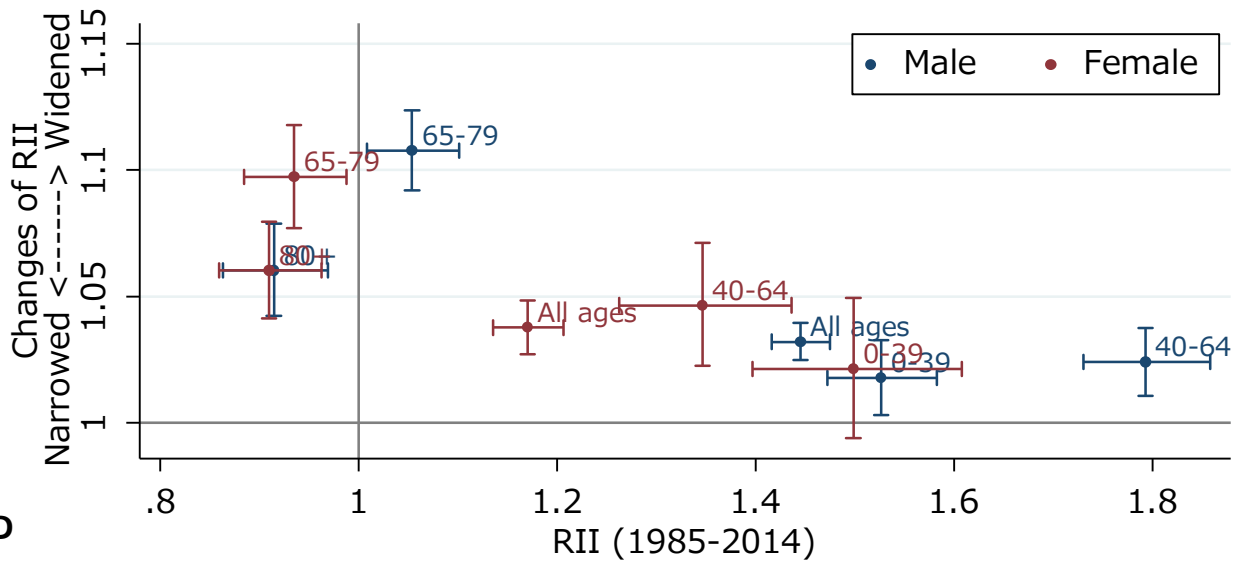
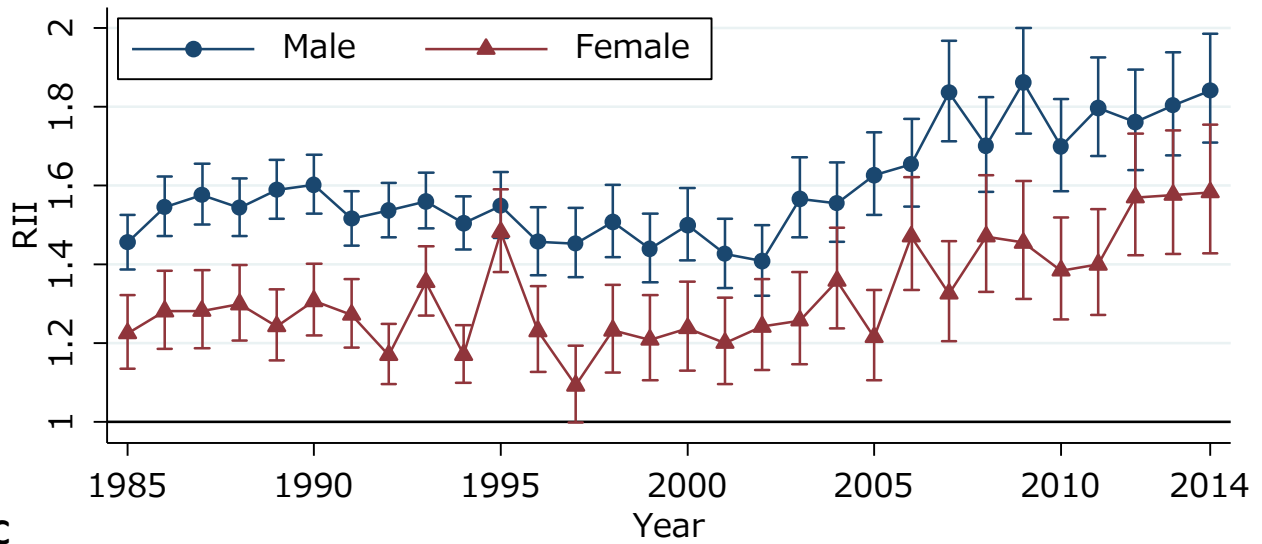
Female



A-2



B-2



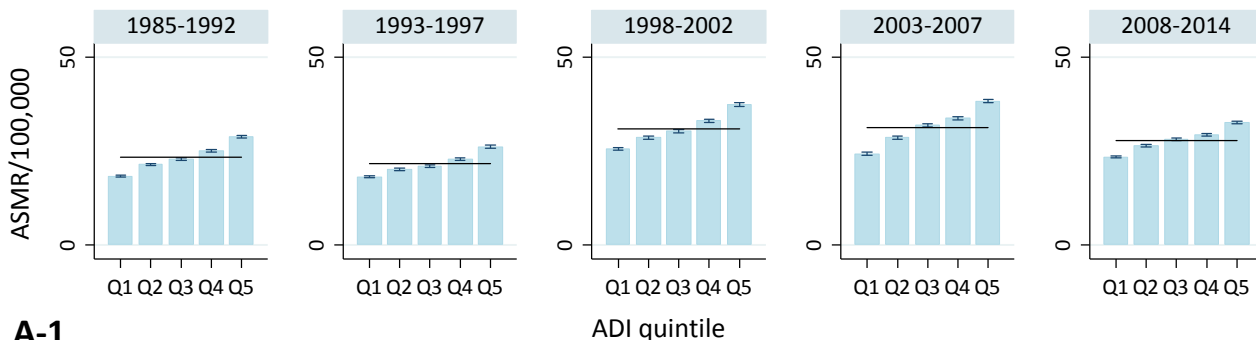
Unintentional injuries (except. disaster area)

Fig S8.

Suicide

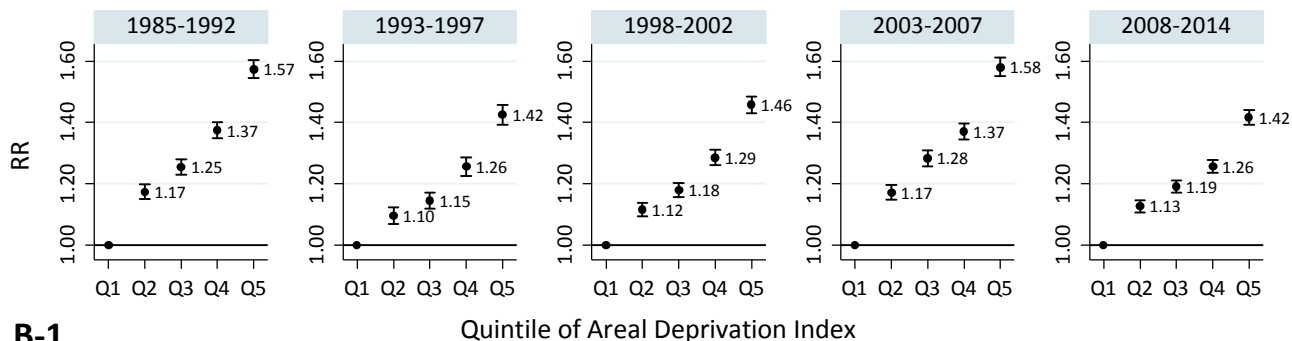
Male

ASMR: Std.pop 1985



A-1

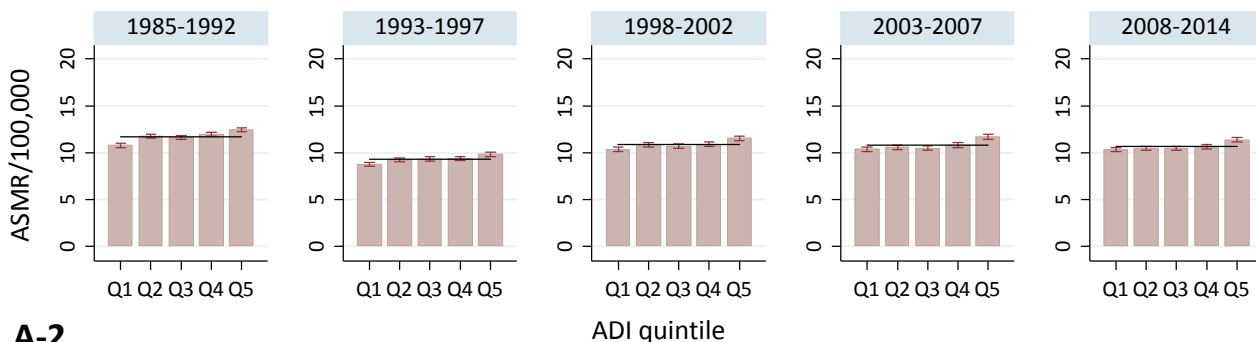
Relative Risk estimated by Poisson regression model



B-1

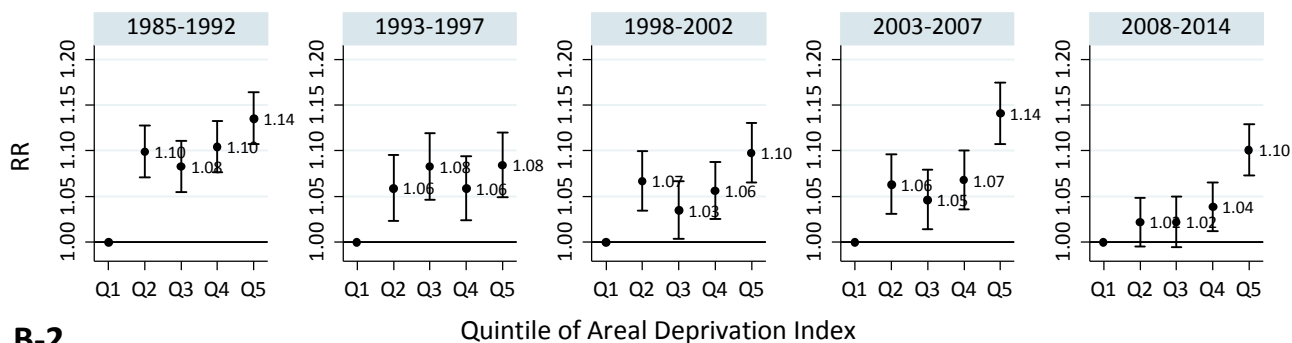
Female

ASMR: Std.pop 1985

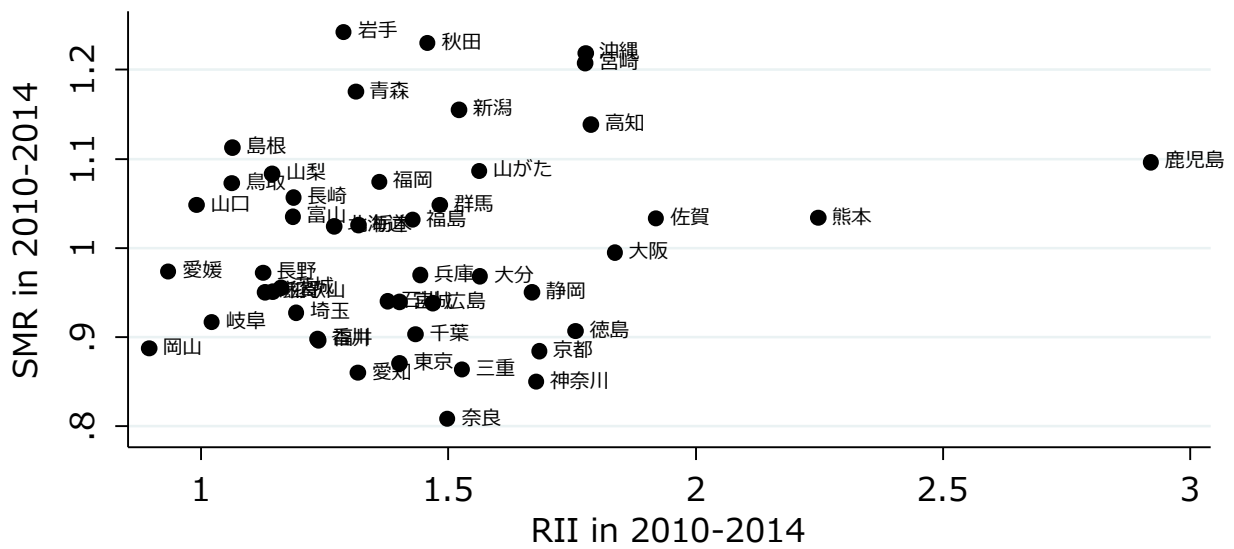
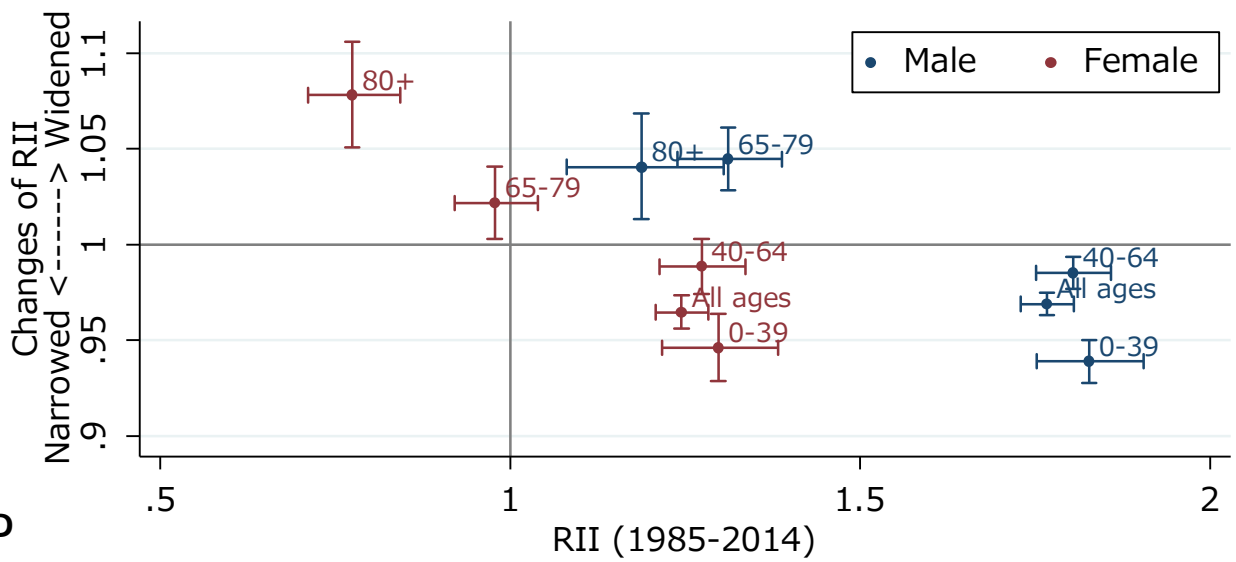
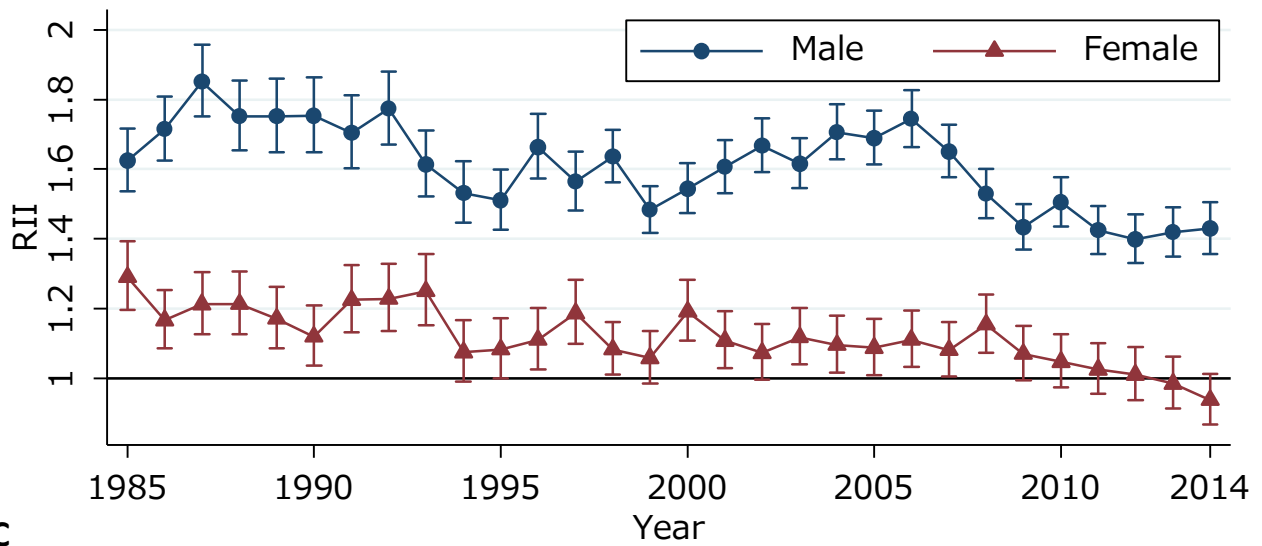


A-2

Relative Risk estimated by Poisson regression model



B-2



Suicide

人口動態オンライン届出情報を使用した死亡リスクの小地域間格差

研究分担者 中谷友樹 立命館大学文学部 教授

研究要旨

適当な地域単位を用いた死亡率指標と地域レベルの社会経済的位置 (SEP) との関連性は、健康の地理的格差を測る代表的な方法として用いられてきた。人口動態統計の死亡票からは、標準化死亡比 SMR のような指標が性別・死因別に計算可能であり、健康の地理的格差研究において、その重要性は大きい。ただし従来、分析単位としては都道府県あるいは市区町村のような自治体あるいは保健所管轄区や二次医療圏のような医療行政用単位を利用し、死亡統計のデータセットが作成されてきた。そのため、居住者特性がより同質的であり、日常的な生活空間の基礎的単位である近隣地区を単位とした、人口動態統計の死亡票データ分析は困難であった。一方、近年導入された人口動態のオンライン届出によって、死亡者の住所文字列が直接記録されるようになり、これを利用することによって、従来では不可能であった近隣地区単位での死亡の地理的格差が計測可能になると期待される。そこで、本研究では、大阪府を対象として、2014 年の全死亡 SMR の地理的格差を、人口動態オンライン届出情報を用いて把握し、その有用性と課題を検討した。より具体的には、町丁字別の SMR 分布の推定とともに、同指標と国勢調査指標に基づいた地理的剥奪指標 (ADI) との関連性を計測した。その結果、人口動態オンライン届出情報を国勢調査の小地域統計とあわせることで、これまでになく詳細な死亡率の地理的格差を推定できることを確認した。この結果は、新しい人口動態統計の情報によって、様々な死亡の地理的集積性の把握や、社会格差としての死亡の地理的格差のモニタリングが可能になることを示唆している。ただし、極めて小地域での分析作業であるため、階層ベイズ法などの空間統計学的技法の利用が不可欠であり、また、利用にあたって留意すべき点、改善が期待される点も認められた。

A. 研究目的

本研究の目的は、人口動態オンライン届出情報を利用した死亡率の小地域格差計測の可能性と課題を検討することである。地域単位を用いた死亡率指標の地域格差は、地理的剥奪指標 (ADI) のような地域レベルの社会経済的位置 (SEP) 指標との関連性を通して計測されてきた (中谷, 2011a)。昨年度は、この ADI に関する整理を報告し

た。しかし、従来、人口動態統計による死亡票については、目的外申請によって得られる電子データでも、参照可能な空間単位は市区町村が最小の単位であった。そのため、近隣地区に相当するような小地域での分析は不可能であった。近隣地区は、居住者特性が市区町村よりも同質的であり、日常的な生活空間の基礎的単位としても機能しているため、健康格差の計測や健康の社

会的決定因の研究、健康格差に基づいた医療需要の地域差の推定などにおいて、より適当な地理的単位と考えられる（中谷, 2011b）。これに関連して、近年に導入された人口動態のオンライン届出システムを経由して報告された死亡票情報には、死亡者の居住地の住所文字列が記録されている。これを利用することで、従来は困難であった死亡の近隣地区レベルの格差が詳細に把握可能になるものと期待される。そこで、本研究では、大阪府における性別全死亡SMRの小地域間格差を事例に、当該資料の有用性と課題を確認することにした。

B. 研究方法

(1) 人口動態統計オンライン届出のカバー範囲

現在、死亡届けの全てがオンライン届出に変更された状況にはない。そのため、この新しい資料が全死亡届けのどの程度の範囲をカバーしているのかを、人口動態統計の死亡報告全数と比較確認する。

(2) 人口動態統計オンライン届出のジオコーディング精度

オンライン届出の死亡票データにジオコーディング作業を実施し、住所文字列を経緯度座標データに変換する。この作業を通して、この変換（住所照合）の精度を通して、小地域単位で分析可能かを確認する。

(3) 国勢調査データとのリンケージと死亡率格差の検討

GIS（地理情報システム）環境において、ジオコーディングされた死亡票データを、国勢調査小地域（町丁字等）に結合し、全死亡SMRの分布図、ならびに、ADIに基づいた

死亡の地理的格差を測定する。なお、本原稿執筆時には、人口構成以外の統計表の多くが公表されていない。そのため、ADIの計算は2010年の国勢調査資料を、SMRの期待値計算においては2015年の国勢調査人口集計結果を利用した。

より具体的には、SMRの詳細な分布を視覚化するために、空間的な誤差の空間的従属性を考慮した階層ベイズ・ポアソン回帰モデル（BYMモデル）（Besag et al., 1991）を利用して、SMRを空間的に平滑化した分布図を作成した。当該の計算にはR-Inlaパッケージ（Blangiardo et al., 2013）を利用した。また、社会経済的な居住者特性とSMRとの関係を見るために、昨年度の報告書にも記載した小地域の地理的剥奪指標ADIを利用して、ADI10分位別SMRを性別に計算した。

（倫理面への配慮）

分析単位が小地域であることから、死亡者個人が特定されることのない集計レベルでのみ結果を提示した。

C. 研究結果

(1) 人口動態統計オンライン届出情報のカバー範囲

H22（2010年）からH26（2014年）の5年分のオンライン届出死亡票について、人口動態統計の死亡票の何%がカバーされているのかを示したものが表1である。全体としてみれば、2012年以降に死亡の届出の9割はオンライン届けになったと理解できる。

なお、通常公開されている人口動態統計確定報告の死亡数、死亡率は、「日本における日本人」を対象とした数値である点に注意が必要である。ここでのオンライン届出情報の集計では、「日本における外国人」の死亡を含め

である（海外における日本人は除外した）。そのため、オンライン届出の死亡数と、人口動態統計確定報告の死亡数には、対象とする範囲の違いによるずれがある。

大阪府を例に、届出年が 2014 年であるオンライン届出死亡数と、同年の人口動態統計確定報告を比較すると（表 2）、前者の方が、男性で 520 人、女性で 351 人多い。これは、日本における外国人の死亡がオンライン届出に含まれているためと解釈できる。より、詳細に市区町村別の比較を行うと、大阪市、堺市、東大阪市で、オンライン届出の死亡数が人口動態確定報告数より多く、逆に町村部である、島本町、忠岡町、熊取町、岬町では、オンライン届出の死亡数が明らかに少ない。市部では、外国人死亡を含むことで、オンライン届出の死亡数が人口動態統計確定報告数より多くなるが、逆に郡部ではオンライン届出が十分に普及していない、あるいは届出の遅れが何らかの事情で生じていることが想定され、オンライン届出の死亡数が過少な数値になっていると考えられる。この点については、より詳細な確認が今後必要である。

(2) 人口動態統計オンライン届出のジオコーディング精度

オンライン届出の死亡票データには、複数の住所に関係したフィールドが含まれている。入力内容は自治体によって異なり、形式的には不統一な面が多く認められた。例えば、全ての住所文字列（都道府県から番地号まで）が 1 つのフィールドに含まれている場合もあれば、重複した情報が異なるフィールドにまたがって記録されている場合もある。そのため、住所文字列の処理には一定の前処理が必要であった。

クリーニングされた住所文字列を、昭文社

（mapple）および ESRI Japan 社のジオコーダーを併用し、ジオコーディング処理（住所文字列の地理座標への変換）を実施した。

表 3 は、H26(2014 年)のオンライン届出による死亡票住所をジオコーディング処理した際の住所精度を示したものである。精度が若干低い場合もあるが、2014 年については概ね問題なく街区レベル以上の精度で住所特定が可能であった。ただし、十分な精度を得るまでには、3 回程度の試行錯誤的な処理を各都道府県で必要とした。

(3) 国勢調査データとのリンケージと死亡率格差の検討

オンライン届出の死亡票データを町丁字のような小地域単位で集計すれば、この空間単位を利用した死亡率の地域格差を明らかにできる。ただし、小地域であるほど、死亡率の計算に必要な人口統計の取り扱いに注意が必要である。理想的には、各年期首の性・年齢別人口を利用できればよい。しかし、町字単位の該当する人口統計を直接得ることは困難である。住民基本台帳を利用すれば、各年次の性・年齢別人口が得られるが、住民登録されている人口が、必ずしも居住人口でない（日本における日本人であっても、居住地と登録地が一緒とは限らない）制約がある。そのため、外国人を含めた実質的な居住総人口としては、5 年に一度実施される国勢調査の資料がより好ましい。ただし、国勢調査は調査年の 10 月人口であり、期首人口ではない。このように理想的ではないが、ここでは試行的に、H26 (2014 年) のオンライン届出死亡と H27(2015 年)の国勢調査小地域統計をあわせて、町丁字等単位の総死亡 SMR を計算した。ただし、2 つの調査資料間の年次のずれや、オンライン届出の報告の遅れを考

慮していない。

図2は、町丁字等別の全死因SMRを空間平滑化処理した結果を男女別に示したものである。総死亡のSMRの分布は、男性の場合には明瞭であり、早期診断割合や生存率のようながん疫学指標でこれまで確認されてきた分布(Ito et al., 2014; 中谷, 2014)と同様に、都心のインナーシティ的地域と一部の周辺農村部でリスクが高い(SMR値が高い)。女性のSMR分布は、男性のそれと正の相関関係は認められるものの、分布傾向は男性に比べるとやや不明瞭である。

図3に、ADI10分位別SMRを示した。ここで分位数の値が大きいほど、居住地域の剥奪水準(貧困度)が高いことを意味する。両性において剥奪水準が高いほど、SMRが上昇する傾向が明瞭であるが、とりわけその傾きは男性で大きい。

D. 考察

(1) 人口動態統計オンライン届出情報の特性と課題

オンライン届出死亡のカバー率は、年次で見れば2012年以降であれば全国で9割を超える。カバー率は改善の方向に向かっており、近未来的にオンライン届出情報によって、ほぼすべての死亡が把握できるようになるものと思われる。ただし現時点では、オンライン届出死亡のカバー率には、無視できない地域差がある。都道府県間の違いのみならず、郡部でカバー率が低いといった地域差も認められる。

オンライン届出の住所文字列情報は、ジオコーダーを利用して街区レベル程度の高い精度で位置を特定でき、当該住所が属する小地域を特定できることを確認した。ただし、オンライン届出の住所文字列については、格

納するフィールドの利用方法などが統一されておらず、入力方法の改善が望まれる。

(2) 国勢調査とのリンケージの有用性と課題

人口動態統計のオンライン届出情報を国勢調査の小地域統計とあわせることで、これまでになく詳細な死亡率の地域差を推定できる。これによって、例えば以下のような作業が今後、可能になると考えられる。

- a. 死因別や年齢階層別にみた詳細な死亡率の地域差・集積性の検討
- b. ADIのような指標とあわせて死亡率の社会格差のモニタリング
- c. ADIや社会地区類型別に集計した生命表を作成し、これを利用したがんのnet survivalの計算

ただし、小地域であるために、期待死亡数も観測される死亡件数も各単位において小さな数字であり、統計のわずかな違いが結果に大きな影響を及ぼす。そのため、死亡リスク分布の推定には階層ベイズ法などのsmall number problemに対処する空間統計学的技法の利用が不可欠である(中谷, 2014)。

同時に、SMRを計算するための人口統計についても、精密な取り扱いが求められる。とくに国勢調査における秘匿合併処理(人口の少ない小地域の統計情報を、別の小地域の情報と合併して表章する)への対処は不可欠である。また、国勢調査小地域統計では、国籍を区分した性・年齢階級別人口を得ることが難しい。そのため、オンライン届出の死亡資料については、「日本における日本人および外国人」を対象にデータ抽出することで、国勢調査の人口集計の対象と合わせておく必要がある。

E. 結論

本研究の結果、人口動態統計のオンライン届出情報を国勢調査の小地域統計とあわせることで、これまでにない詳細な死亡率の地域差が推定可能となり、近隣地区単位に基づいた死亡リスク分布の推定や、その社会格差の大きさを計測できることが明らかとなった。ただし、オンライン届出情報のカバー範囲の地域差や住所文字列の形式不統一など今後の改善が望まれる事項も指摘した。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

中谷友樹・埴淵知也 (2016) 健康リスクの地域較差と居住地域の貧困, 貧困研究 16, 5-16

2. 学会発表

中谷友樹(2016): 健康な街と不健康な街: 居住地域スケールの健康格差. 京都大学財政学研究会シンポジウム「健康と主観的厚生 of 地域差—地域・まちづくりの展望—」京都大学吉田キャンパス, (4th Dec 2016)

中谷友樹, 伊藤ゆり, 福井敬祐, 中山富雄. 空間的階層ベイズモデルを用いたがん生存率の地理的格差の解析. 第 27 回日本疫学会学術総会. 2017.1.27 2017. ベルクラシック甲府 (山梨県), 招待講演無, 国際学会無

H. 知的財産権の出願・登録状況

(予定を含む)

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

引用文献

中谷友樹 (2011a) : 地理統計に基づくがん死亡の社会経済的格差の評価—市区町村別がん死亡と地理的剥奪指標との関連性—, 統計数理 59, 239-265.

中谷友樹 (2011b) : 健康と場所—近隣環境と健康格差研究. 人文地理 63, 360-377.

中谷友樹(2014): 階層ベイズモデルを利用した小地域疾病地図—近隣地区を単位とする健康格差の視覚化—. 統計, 65(8), 22-27.

Besag, J., York, J. and Mollie, A. (1991): Bayesian image restoration, with two applications in spatial statistics. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 43, 1-59.

Blangiardo, M., Cameletti, M., Baio, G., and Rue, H. (2013). *Spatial and spatio-temporal models with R-INLA*. John Wiley & Sons.

Ito Y, Nakaya T, Nakayama T, Miyashiro I, Ioka A, Tsukuma H, Rachet B. (2014): Socioeconomic inequalities in cancer survival: A population-based study of adult patients diagnosed in Osaka, Japan, during the period 1993-2004, *Acta Oncologica*, 53, 1423-1433.

表1 オンライン届出死亡票の件数およびカバー率年次推移

	オンライン届出死亡件数	カバー率(%)
2010	956,516	79.5
2011	1,075,563	85.5
2012	1,141,987	90.4
2013	1,183,191	92.8
2014	1,214,821	94.9

表2 2014年大阪府の市町村別にみたオンライン届出死亡件数と人口動態統計確定報告の比較

市区町村	オンライン 届出死亡 (男性)	オンライン 届出死亡 (女性)	オンライン ／動態統計 (男性)	オンライン ／動態統計 (女性)	オンライン －動態統計 (男性)	オンライン －動態統計 (女性)
大阪市	15383	12691	1.03	1.03	515	421
堺市	4122	3582	1.01	1.01	32	25
27202 岸和田市	996	968	1.01	1.01	5	6
27203 豊中市	1763	1593	1.01	1.01	10	10
27204 池田市	478	437	1.01	1.01	4	3
27205 吹田市	1298	1323	1.01	1.01	11	11
27206 泉大津市	332	305	0.99	0.99	-2	-4
27207 高槻市	1656	1399	1.00	1.00	-1	-5
27208 貝塚市	468	394	1.00	1.01	-1	2
27209 守口市	775	680	1.01	1.02	9	12
27210 枚方市	1781	1448	1.00	1.00	4	-6
27211 茨木市	1081	1001	1.00	1.00	1	-3
27212 八尾市	1394	1232	1.01	1.02	18	21
27213 泉佐野市	478	485	0.99	1.00	-5	-2
27214 富田林市	533	563	1.00	1.00	1	-2
27215 寝屋川市	1175	992	1.01	1.00	17	4
27216 河内長野市	550	526	1.00	1.00	2	1
27217 松原市	679	568	1.01	1.01	7	3
27218 大東市	578	502	1.01	1.00	4	2
27219 和泉市	811	672	1.00	1.01	2	4
27220 箕面市	511	466	1.00	1.00	2	2
27221 柏原市	327	299	1.01	1.01	3	2
27222 羽曳野市	588	522	1.01	1.00	5	-1
27223 門真市	710	539	1.01	1.01	7	5
27224 摂津市	391	284	1.01	1.00	5	0
27225 高石市	278	290	1.00	1.01	0	3
27226 藤井寺市	307	255	1.01	1.01	4	3
27227 東大阪市	2603	2223	1.03	1.02	71	40
27228 泉南市	354	283	1.01	1.00	3	1
27229 四條畷市	275	204	1.00	1.00	1	1
27230 交野市	321	313	1.01	1.00	4	0
27231 大阪狭山市	246	226	1.00	1.00	1	-1
27232 阪南市	290	261	1.00	1.01	0	2
27301 島本町	49	29	0.38	0.26	-81	-82
27321 豊能町	112	83	1.00	0.98	0	-2
27322 能勢町	99	92	1.00	0.99	0	-1
27341 忠岡町	16	14	0.16	0.19	-81	-58
27361 熊取町	195	142	0.85	0.75	-35	-47
27362 田尻町	42	42	1.00	1.02	0	1
27366 岬町	83	102	0.78	0.83	-23	-21
27381 太子町	60	55	1.00	1.02	0	1
27382 河南町	80	94	1.01	1.00	1	0
27383 千早赤阪村	35	42	1.00	1.00	0	0

表3 2014年全国オンライン届出死亡票のジオコーディング精度分布

精度レベル	住所照合の精度	件数	%	下側累積%
0	不一致	0	0.0%	100.0%
1	都道府県	1	0.0%	100.0%
2	市区町村名	9,044	0.7%	100.0%
3	大字通称名	2	0.0%	99.3%
4	字丁目名	9,281	0.8%	99.3%
5	街区（推定）	30,561	2.5%	98.5%
6	街区	310,898	25.6%	96.0%
7	住居（推定）	31,589	2.6%	70.4%
8	住居	823,445	67.8%	67.8%
総数		1,214,821	100.0%	

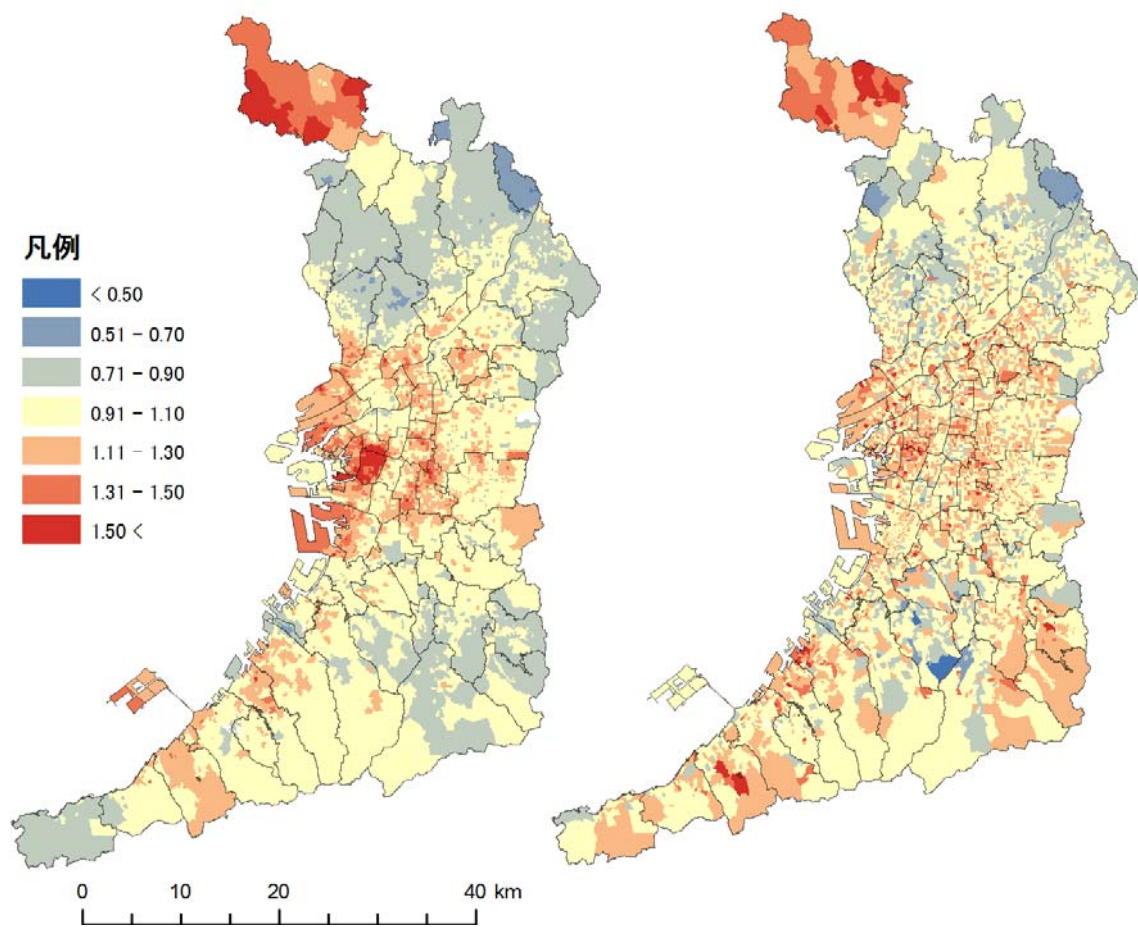


図 1 2014 年大阪府における空間的平滑化済み小地域 SMR 分布図
 (左：男性、右：女性)

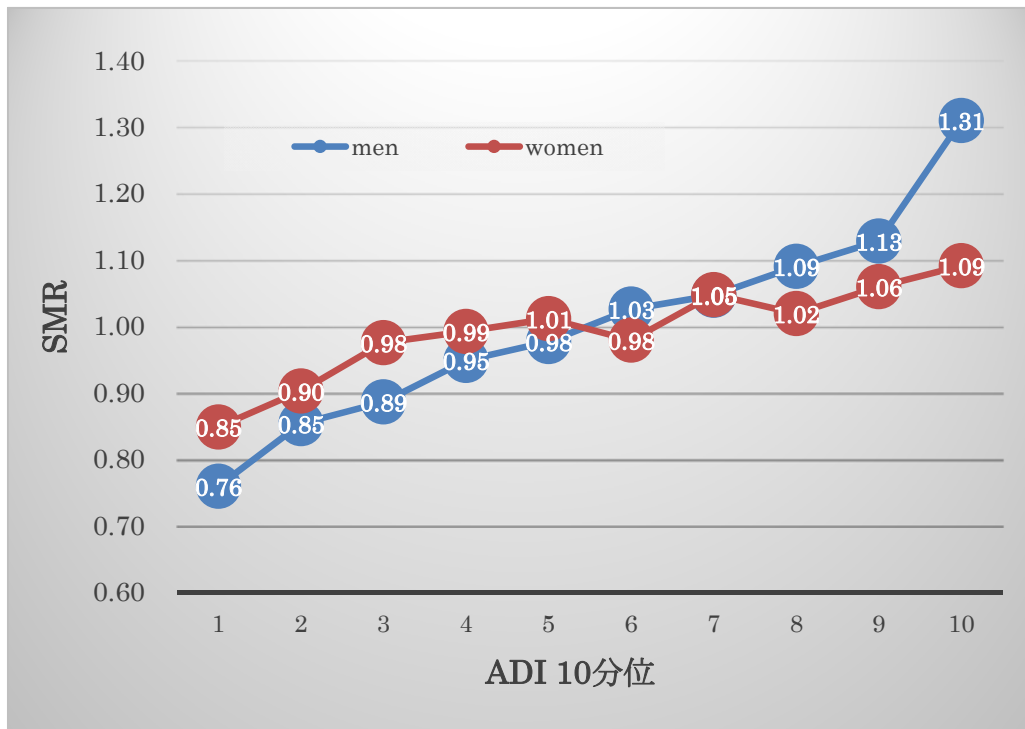


図2 ADI（地理的剥奪指標）10分位別にみた、2014年大阪府小地域 SMR

死亡データは人口動態統計オンライン届出による。ADIは、2010年の国勢調査小地域統計に基づいて計算。各分位は、ほぼ同規模の世帯数からなる。

Probabilistic linkage を用いた大規模公的統計データベースの活用に関する研究

研究協力者 福井敬祐 大阪府立成人病センターがん予防情報センター 研究員
研究分担者 近藤尚己 東京大学大学院医学系研究科 准教授

研究要旨

我が国の人口動態特殊報告を用いた職業・産業別死亡情報は、死亡時職業による分類であるため、実際に長く従事した職業や産業による影響を正確に計ることができないことが懸念されてきた。国勢調査における職業・産業情報と人口動態統計を突合することができれば、その問題点の解決につながる。個人識別番号によるリンケージが不可能な大規模統計データ同士を、個人単位でリンケージする手法として、複数の変数同士の一致確率を統計的に算出して行う probabilistic record linkage の理論と実際について整理した。Probabilistic record linkage においては、リンケージを行うデータベース間での共通のマッチング変数が重要となる。しかしながら、本研究で想定している国勢調査および人口動態統計の二次利用データで入手可能な変数では、あまり正確にリンケージできない可能性がある。また、住所等の情報の入り方の問題もあるため、かなりの作業量を要することが予想された。将来的には Probabilistic record linkage に頼る必要がないよう個人識別番号による突合が可能となるような基盤整備が必要であることが示唆された。

A. 研究目的

我が国の人口動態特殊報告を用いた職業・産業別死亡情報は、死亡時職業による分類であるため、実際に長く従事した職業や産業による影響を正確に計ることができないことが懸念されてきた。国勢調査における職業・産業情報と人口動態統計を突合することができれば、その問題点の解決につながるが、現状では氏名・生年月日・住所等、個人をつなぐ情報を使うことができないため、完全なリンケージデータの作成は困難である。

二次利用申請により提供可能である限ら

れた個人属性を用いて、国勢調査データと人口動態調査データをリンケージすることが可能であるかどうか、諸外国で活用されている Probabilistic Record Linkage 法について紹介し、我が国における活用可能性を検討する。

B. 研究方法

Probabilistic Record Linkage を含む一般的な Record Linkage 手法について、その実行方法を調査し、整理した。特に、Probabilistic Record Linkage については理論的な背景を中心にまとめ、実行可能なソフト

ウェア等についても紹介した。

(倫理面の配慮)

本報告では実際のデータを用いていないため、倫理面での問題は生じない。

C. 研究結果

1. Record Linkage の概要

今、2つのデータセット A、B を考える。データセットを構成する各データはレコードと呼ばれ、各データセットの中からペアとなるレコードを作成することが Record Linkage の目的である。Linkage に使用する各データセットに共通した変数を Matching Variables (MV) と呼び、MV に基づいて Linkage を行う。例えば、Record Linkage 法として最も単純な Deterministic Record Linkage においては MV の値が同じレコードを Linkage する。図 1 はデータセット A とデータセット B を Record Linkage を行う場合の例である。ここでは ID と名前を MV として、レコード a とレコード b を Linkage している。

一般的な Linkage の手順は研究毎に様々であるが (例えば、[1, 2, 3] など) それらの方法は簡単に以下の手順に包含することができる (図 2)

① Data cleaning and standardization

データの整形にあたる部分である。Linkage を行うデータの誤った入力 of 修正や、データ間で異なった入力値を共通なものへと変換し、標準化する。

② Blocking

各データの間での Linkage 作業における比較数を削減するため、データを

Block と呼ばれるいくつかのグループに分割する。Linkage は対応する Block 間のみで行われる。例えば、性別という変数を共通に持つデータ A とデータ B をリンケージする場合には、あらかじめ男性の Block、女性の Block というように Blocking を行う。このようにすることで、Linkage の際には男性の Block 同士、女性の Block 同士のみを比較すればよく、計算量を削減することができる。

③ Linkage

Blocking によって作成された Block 間で MV を基にして Linkage 作業を行う。Linkage の方法としては Deterministic な方法と Probabilistic な方法がある。

Deterministic 法は MV が一致するレコード同士をペアとして Linkage する方法であり、Probabilistic 法は MV を基にして作った Weight を使って Linkage を行う方法である。Deterministic 法は非常に単純な方法であり、一般的に MV を種別化・順序化し、データセット同士で結合作業をすればよい。しかし、例えば MV がユニークでない値を含む場合や欠損値が存在する場合などには Linkage の精度は大きく低下する。一般的に Record Linkage を行うデータ量は巨大になりがちであり、データの質の担保が困難な場合が多い。そのため、Deterministic 法を用いた Record Linkage では期待した通りの結果が得られないことが多い。

Probabilistic 法は MV を基にして作成された重み (Weight) を利用して Linkage を行う。Weight は Link させたレコードが真のペアであるか否かの確率を反映しており、MV の値を Exact に用いないた

め、データの質が低い場合でも使用できる可能性がある。

④ Clerical review

Linkage 作業で Linked もしくは Non-Linked に判別されないようなデータを人為的に判別することを指す。また、Linkage 作業に用いた閾値などのパラメータ設定やソフトウェアの実行が正しいものであったのかを判別することも含む。

⑤ Evaluating data quality

省略

2. Probabilistic Record Linkage について

Probabilistic Record Linkage の基本的な考え方は[4]により提案された。今、 A 、 B を Linkage 対象のデータ、 $a \in A$ 、 $b \in B$ を任意のそれぞれのレコードとする。このとき、直積集合 $A \times B = \{(a, b) | a \in A, b \in B\}$ の 2 つの部分集合を

$$\begin{aligned} M &= \{(a, b) | a = b, a \in A, b \in B\}, \\ U &= \{(a, b) | a \neq b, a \in A, b \in B\}, \end{aligned}$$

とすれば、 M は真に Link 関係にあるレコードの集合、 U は真には Link 関係にないレコードの集合を表す。また、 $t(a, b)$ をレコード a, b の一致度を測る一致度ベクトルとし、レコード a, b が真に Link 関係にあるとき、一致度ベクトルが t となる確率を $m(t)$ と定義する。すなわち、

$$m(t) = P(t(a, b) = t | (a, b) \in M).$$

同様に、レコード a, b が真に Link 関係にないときに、一致度ベクトルが t となる確率を $u(t)$ で定義する。すなわち、

$$u(t) = P(t(a, b) = t | (a, b) \in U).$$

このとき、[4]は次の Weight を用いて Link か否かを決定する方法を提案している。

$$w(t) = \log \frac{m(t)}{u(t)}.$$

実際には、一致度ベクトルが取り得る値 t_1, \dots, t_k の全てに対して $w(t_1), \dots, w(t_k)$ を計算し、あらかじめ設定した閾値と比較するという方法をとる。上記の Weight の計算には、レコード内の角変数に独立性を仮定し、EM アルゴリズムを利用する方法が提案されている(参照[5])。

3. 応用ソフトウェア等

Probabilistic Record Linkage を行うことができるソフトウェアは有償・無償のものを含めて様々開発がされている。また一般的な統計ソフトウェアのパッケージとして提供されているなど、導入しやすい。例えば、National Program of Cancer Registries (NPCR) によって開発・提供されている無償の Record Linkage ソフトウェア Link Plus (図 3)は GUI ユーザーインターフェイスで直感的な操作が可能であり、比較的簡単に Record Linkage が可能である。他にも Record Linkage を行える GUI ベースのソフトとしては、無償のものでは D-Dupe、DuDe、Merge Tool Box などがある。その他のソフトについては[6]を参照されたい。また、統計解析ソフトウェアの R 言語における RecordLinkage パッケージは多少のプログラミング知識を有するが、多量なデータを自動で Linkage したい場合や Linkage したデータを直接分析する必要がある場合などに有用である。

これらのソフトウェアを用いる上での注意点としては、無償版のソフトウェアのほとんどが日本語に完全に対応しているわけではないということである。そのため、入力値や MV として日本語が含まれるデータの Linkage の際にはその精度に対して十分な注意が必要である。

4. 実適用について

Probabilistic Record Linkage の基礎理論は上述したとおり、[4]により提案されており、その歴史は長く、海外を中心に活用されている(例えば、[7,8,9]など)。一方で、日本における適用例はまだ少なく、[10]においては、Record Linkage を必要とする分野がそれぞれ領域固有の知識を必要とするために、学術的な一般化が難しかったこと、我が国では戸籍制度が整備されており、国勢調査等で人物同定の必要性がほとんどなかったという社会背景をその理由として挙げている。

D. 考察

個人識別番号によるリンケージが不可能な大規模統計データベースを、個人単位でリンケージする手法として、複数の変数同士的一致確率を統計的に算出して行う Probabilistic Record Linkage の理論と実際について調べた。

Record Linkage 法は上記に上げた手順①～⑤の作業を必要とするが、応用ソフトウェアではこれらの作業を支援することができるものがほとんどである。しかし、Linkage に有効な MV として用いられがちな氏名や住所等の情報は基本的に日本語での入力が行われるため、ソフトウェアで MV として正確に作用しない可能性がある。

本研究で Linkage を考える人口動態統計と国勢調査データを使用する場合、現行で Linkage に使用可能な変数は以下の通りである。

人口動態統計

- 事件簿番号
- 性別
- 生年月日
- 死亡年月日
- 死亡した人の住所
死亡票：市区町村コード
オンライン報告分：詳細住所

国勢調査

- 性別
- 生年月
- 調査区番号
- 市区町村（町丁目）情報

氏名や個人識別番号などの利用が困難である我が国の現状においては、利用可能な変数は有用な MV となりにくく、ユニークでない組み合わせがかなり存在するリンケージデータとなる可能性が高い。住所情報に関しても共通のコード化などの工夫が必要となり、かなりの作業量を要することが想定される。

相当な作業量を要する上に、そのリンケージデータの精度が低いことが想定されるため、将来的には、北欧諸国や英国、米国のように、個人識別番号の整備を経て、各種公的統計のリンケージを公的機関が行い、個人識別可能な情報を削除した匿名化データを利用者に提供する仕組みが必要であると考える。

E. 結論

Probabilistic Record Linkageの実行においては、現状の日本の国勢調査と人口動態統計データでは有用な共通のマッチング変数が利用可能でないため、精度の低いリンケージデータとなる可能性がある。Probabilistic Record Linkageにおける理論やソフトウェアの整備が進む一方で、得られる結果の整合性を考慮すれば、将来的には各種統計データベース間での共通個人識別番号の整備およびその活用について、検討していく必要がある。

F. 健康危険情報

G. 研究発表

1. 論文発表
2. 学会発表

H. 知的財産権の出願・登録状況 (予定を含む)

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

引用文献

- [1] Gu, L., Baxter, R., Vickers, D. and Rainsford, C. (2003). Record linkage: Current practice and future directions. *CSIRO Mathematical and Information Sciences Technical Report*, **3**, 83.
- [2] Elfeky, M. G., Verykios, V. S. and Elmagarmid, A. K. (2002). TAILOR: A record linkage toolbox. In *Data Engineering, 2002. Proceedings. 18th International Conference on* (pp. 17-28). IEEE.
- [3] Lee, M. L., Ling, T. W. and Low, W. L. (2000). IntelliClean: a knowledge-based intelligent data cleaner. In *Proceedings of the sixth ACM SIGKDD international conference on Knowledge discovery and data mining* (pp. 290-294). ACM.
- [4] Fellegi, I. P. and Sunter, A. B. (1969). A theory for record linkage. *Journal of the American Statistical Association*, **64**(328), 1183-1210.
- [5] Bauman, G. J. (2006). Computation of weights for probabilistic record linkage using the EM algorithm.
- [6] Christen, P., (2012). *Data Matching: Concepts and Techniques for Record Linkage, Entity Resolution, and Duplicate Detection*, Springer Science and Business Media.
- [7] Whop, L. J., Diaz, A., Baade, P., Garvey, G., Cunningham, J., Brotherton, J. M., ... & Moore, S. P. (2016). Using probabilistic record linkage methods to identify Australian Indigenous women on the Queensland Pap Smear Register: the National Indigenous Cervical Screening Project. *BMJ open*, **6**(2).
- [8] Kesinger, M. R., Kumar, R. G., Ritter, A. C., Sperry, J. L., & Wagner, A. K. (2016). Probabilistic Matching Approach to Link Deidentified Data from a Trauma Registry and a Traumatic Brain Injury Model System Center. *American Journal of Physical Medicine & Rehabilitation*.
- [9] Adam, M., Kuehni, C. E., Spoerri, A., Schmidlin, K., Gumy-Pause, F., Brazzola, P., ... & Zwahlen, M. (2015). Socioeconomic Status and Childhood Leukemia Incidence in

Switzerland. *Frontiers in oncology*, 5.

journal, (8), 43-51.

[10] 相澤彰子, 高須淳宏, 大山敬三,
& 安達淳. (2004). 異種データベース間での
レコード照合に関する研究動向. *NII*

データセットA			
ID	名前	変数1	変数2
12	B		
13	A		レコードa
14	C		
15	D		

データセットB			
ID	住所	名前	変数3
1	MV	E	
3		F	
13		A	レコードb
26		G	

図 1 Record Linkage の例

データセット A 内のレコード a とデータセット B 内のレコード b を ID と名前を基に
Linkage



図 2 Record Linkageのフロー図

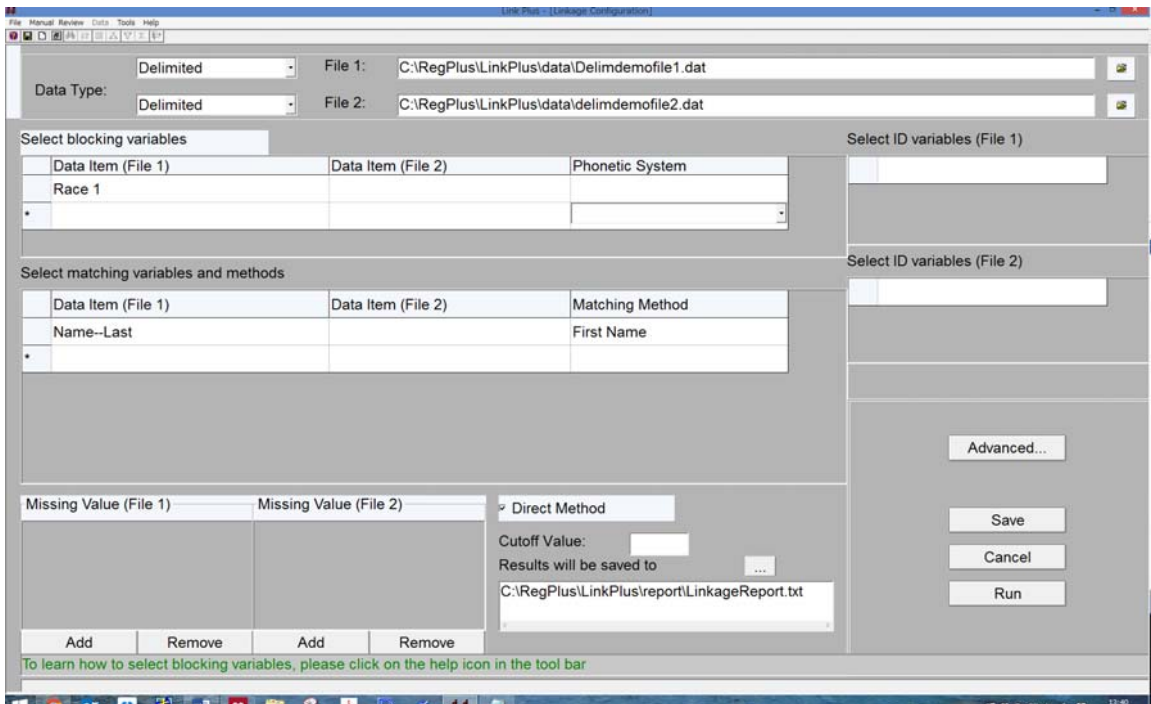


図 3 Link Plus のインターフェイス画面

健康格差対策に向けた統計情報の高度活用に関する研究：
死亡率の変化に関連する都道府県レベルの要因解明のための分析手法の提案

研究協力者 福井敬祐 大阪府立成人病センター がん予防情報センター 研究員
研究分担者 近藤尚己 東京大学 准教授

研究要旨

【目的・背景】健康指標の社会経済状況によるばらつきと関連するマクロな社会経済状況の同定は健康格差対策に必要な課題である。本研究では人口動態統計および国勢調査データを活用して、都道府県別の職業別年齢調整死亡率データの経時トレンドと関連する都道府県レベルの要因を明らかにした。その際によりモデルの前提条件の制約が少ない統計モデルを提案した。

【方法】人口動態統計、国勢調査より入手した 1985 年から 2010 年までの都道府県・職業・死因別の死亡データおよび都道府県・職業別人口において対象を 30-59 歳の男性とし、職業を専門職、管理職とその他に分割し、主要死因（全がん・自殺・虚血性心臓病・脳血管病）及び全死亡における死亡率と職業・経済要因の効果を解析した。解析には時点ごとに関連する独立変数のセットを変えつつ最適に当てはまるモデルを選択できる変化係数モデルを応用した。

【結果】全ての死因について管理職・専門職ともに死亡リスクの上昇傾向が確認された。景気後退局面であった 1990 年代に両職種各死因別死亡リスクが最大となった。

【考察】都道府県別の死亡率データを算出することで、公表されている豊富な都道府県単位のデータを活用して、マクロな社会経済状況と死亡率の社会経済格差との関係を効果的にモデリングできることが確認された。また変化係数モデルを活用することでフレキシブルな分析が可能となることが示された。

A. 研究目的

健康日本 21 (第 2 次) では、健康格差の縮小を社会環境の整備により達成することが明記された。世界保健機関が提言するように、健康格差対策には、マクロな社会経済状況等へ介入し、生活の各部分における社会的な健康リスク、例えば職業や所得、教育制度の改革を進めること、

そのために健康格差やその要因についての研究の推進と健康格差のモニタリングの重要性が謳われている (CSDH,2008)。

日本では、Wada et al. (2012), Wada et al.(2016)などが 1990 年代の経済危機後、管理職の死亡率、特に自殺死亡率が高まったことを報告している。この報告ではその原因が 1990 年代以降のマクロな経済状況

の悪化と関連していると推測しているが、具体的にマクロ経済指標との関連を数量的に解析していない。

このような、マクロな社会経済状況と健康状況のトレンドとの関連を明らかにするには、複数の地域のデータを含んだマルチレベルの時系列分析をする必要がある。

そこで本研究では都道府県別に職業別の年齢調整死亡リスクを算出し、その時系列変化(図1)と関連する都道府県別のマクロ経済指標(図2)との関連を観察した。これにより、都道府県別のデータを用いることの有効性や課題を明らかにすることを目的とした。

この際、特に、死亡率を都道府県別に算出することにより精度が大きく損なわれる懸念がある。

また、このような観察の際、従来のモデルでは、死亡率を説明する独立変数の効果が観察期間中に変化しない、というやや強い前提条件を置く必要があった。そこで本研究では、年次ごとに関連する独立変数の効果が異なることを想定した、よりフレキシブルな分析手法を採用し、その予測妥当性を検討することとした。

B. 研究方法

1985年から2010年までの5年毎の都道府県・職業・死因別の死亡データおよび都道府県・職業別人口をそれぞれ人口動態統計、国勢調査より入手した。対象は30-59歳の男性とし職業を専門職、管理職とその他に分割し、主要死因(全がん・自殺・虚血性心臓病・脳血管病)及び全死亡における死亡率と職業・経済要因の効果を経時分析手法により解析した。データの概要は表1、2及び図3に記載した。

都道府県別の経済指標としては、年平均有効求人倍率と失業率を用いた。それぞれ、国勢調査および職業安定業務統計から入手して計算した。

経時分析手法について、時点によって異なる独立変数の効果を考慮することができる変化係数モデルを用いることで、死亡リスクに影響を与える独立変数の効果を時点ごとにモデリングした。変化係数および分析の詳細については次の通りである。

今、 $(y_{i,j,k}, n_{i,j,k})$ を都道府県 i における職業 k である j 歳の死亡数および人口数の組とする。このとき、死亡数に対して以下のようなポアソン分布を仮定する。

$$y_{i,j,k} \sim \text{Poisson}(\lambda_{i,j,k} n_{i,j,k}).$$

ここで、 $\lambda_{i,j,k}$ は死亡数と人口数の組に対する未知の死亡リスクであり、本研究では時点 t 毎に回帰係数の効果に変化することを仮定した以下のモデルで回帰する。

$$\log(\lambda_{i,j,k}) = \beta_1(t)d_1 + \beta_2(t)d_2 + \beta_3(t)x_3 + \beta_4(t)x_4.$$

ここで、 $\beta_s(t)$ は暦年とともに変化することを仮定した未知パラメータであり、 d_1, d_2, x_3, x_4 はそれぞれ専門職ダミー、管理職ダミー、有効求人倍率、失業率を表す。

(倫理面への配慮) 本研究は、既存の政府統計資料を二次利用する疫学研究であり、配慮すべき倫理的問題は発生しない。研究の実施においては個人情報保護法および「人を対象とする医学研究に関する倫理指針」を遵守した。

C. 研究結果

図4は変化係数モデルによって推定された係数を基に求めた各独立変数の相対死亡リスク $\exp\{\beta_s(t)\}$ ($s = 1, \dots, 4$) の経時変化を図示したものである。

その他を参照項目とした管理職および専門職ダミーの相対リスクはいずれの死因においても同様の傾向を示し、管理職においては経年でその死亡リスクが上昇傾向、専門職では 2000 年でピークを迎えて以降減少傾向であった。管理職・専門職ともに相対死亡リスクが 1.0 を超過したのは全がん死亡(専門職 2000 年:1.05, 管理職 2000 年:1.14, 2005 年 1.35, 2010 年 1.53)のみでありその他の死因は 1.0 を下回った。失業率に対しては自殺を除いて相対死亡リスクは横ばい傾向であり、自殺においては 2000 年(1.12)をピークに減少傾向となった。有効求人倍率においては自殺のみ単調に上昇傾向、その他死因については 1995 年にピーク後上昇傾向となった。

D. 考察

Wada et al. (2012), Wada et al.(2016)らの全国単位の集計データの分析結果と同じく、都道府県別データを用いた本研究でも、管理職の死因別の死亡リスクはいずれも 1990 年代以降上昇傾向であることが観察された。

専門職においては 2000 年の死因別死亡と景気動向の関係性が最も強いことが統計的に示された。このことは、先行研究において示唆されたマクロ経済状況の悪化と専門職の死亡リスクの上昇との関連を支持する新しいエビデンスである。

失業率や有効求人倍率といった変数に着目すると、全ての死因においていずれかの変数との関連が観察された。特に景気後退局面であった 1990 年代における死亡リスクのピーク集中は、景気動向が就業者の死亡に与える影響を統計的に裏付けるものとなった。

都道府県別の死亡率データを用いること

により死亡率の推移との関連の精度が下がることについては導出された変化係数が統計的に有意性であり、先行研究が示唆した関連性とも整合的であることから、推定精度、予測妥当性の観点から問題ないと考えられた。

また、変化係数モデルを使うことでより前提条件の少ないフレキシブルな解析が可能となった。計算機への負担や回帰分析の収束条件上の問題も特に観察されず、結果も既存の研究結果から大きく介するものではないことから、十分応用可能であることが示された。

E. 結論

人口動態統計資料および国勢調査データを使用し、県別・職業別の死亡率経時変化について経済的要因を含めて分析した。研究結果は先行研究で指摘された職業別死亡の構造変化を裏付け、経済要因の効果を定量化することができた。推定精度やモデルの汎用性を挙げたことによる収束条件については許容範囲であった。

一方で、職業別死亡の要因としては導入した経済要因に他県別所得などの様々な変数が考えられる。本研究では限られた数の代表的な経済指標の身を用いた。今後、その他の都道府県レベルの指標を考慮していくことで、死亡率の社会経済格差を縮小するために必要な地域社会環境の整備を目指す政策のターゲットとなる要因を同定し、政策提言により役立つエビデンスを提供できると考えた。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

福井敬祐, 伊藤ゆり, 中谷友樹, 近藤尚己.
“職業別死亡率の時系列分析における地域
差の検討.” 第 27 回日本疫学会学術総会.
山梨; 2017. (口頭発表)

H. 知的財産権の出願・登録状況

(予定を含む)

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

引用文献

1. Wada, K., & Gilmour, S. (2016). Inequality in mortality by occupation related to economic crisis from 1980 to 2010 among working-age Japanese males. *Scientific reports*, 6.
2. Wada, K., Kondo, N., Gilmour, S., Ichida, Y., Fujino, Y., Satoh, T., & Shibuya, K. (2012). Trends in cause specific mortality across occupations in Japanese men of working age during period of economic stagnation, 1980-2005: retrospective cohort study. *Bmj*, 344, e1191.

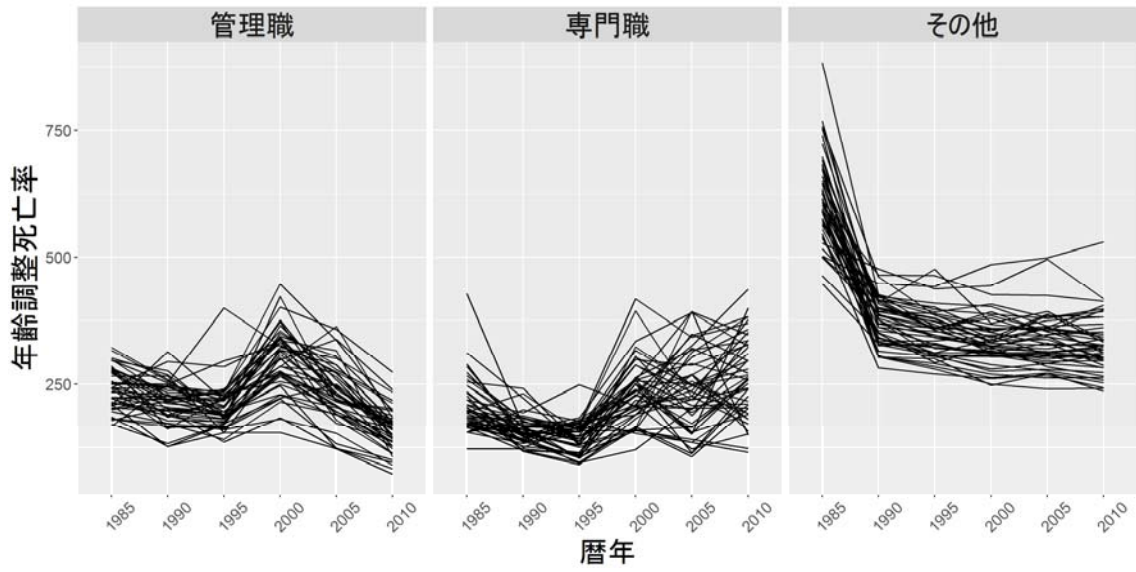


図 1 都道府県別・職業別年齢調整死亡率の経年推移

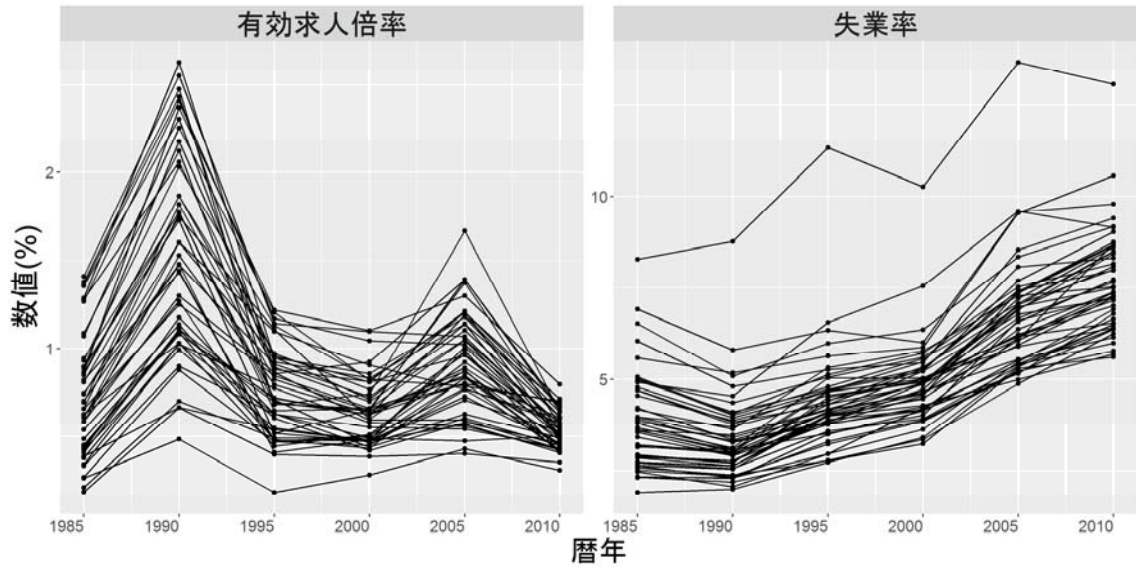


図 2 マクロ経済指標の経年推移

年	1985	1990	1995	2000	2005	2010
管理職	8,402 (4.57%)	7,392 (4.33%)	7,064 (4.30%)	7,164 (4.26%)	5,240 (3.31%)	4,272 (3.25%)
専門職	9,694 (5.27%)	9,486 (5.56%)	9,928 (6.04%)	16,686 (9.92%)	12,590 (7.95%)	8,896 (6.77%)
その他	165,770 (90.16%)	153,746 (90.11%)	147,334 (89.66%)	144,372 (85.82%)	140,572 (88.74%)	118,322 (89.99%)

表 1 職業別全死因死亡数および割合

年	1985	1990	1995	2000	2005	2010
管理職	3,279,666 (9.56%)	3,425,114 (6.93%)	3,512,360 (7.14%)	2,136,674 (4.47%)	1,626,340 (3.52%)	1,309,312 (3.16%)
専門職	4,901,988 (14.28%)	5,521,570 (11.17%)	6,286,720 (12.78%)	6,830,712 (14.28%)	6,475,576 (14.01%)	6,552,454 (15.84%)
その他	26,140,494 (76.16%)	40,502,658 (81.91%)	39,405,754 (80.09%)	38,865,348 (81.25%)	38,126,600 (82.47%)	33,515,164 (81.00%)

表 2 職業別人口数および割合

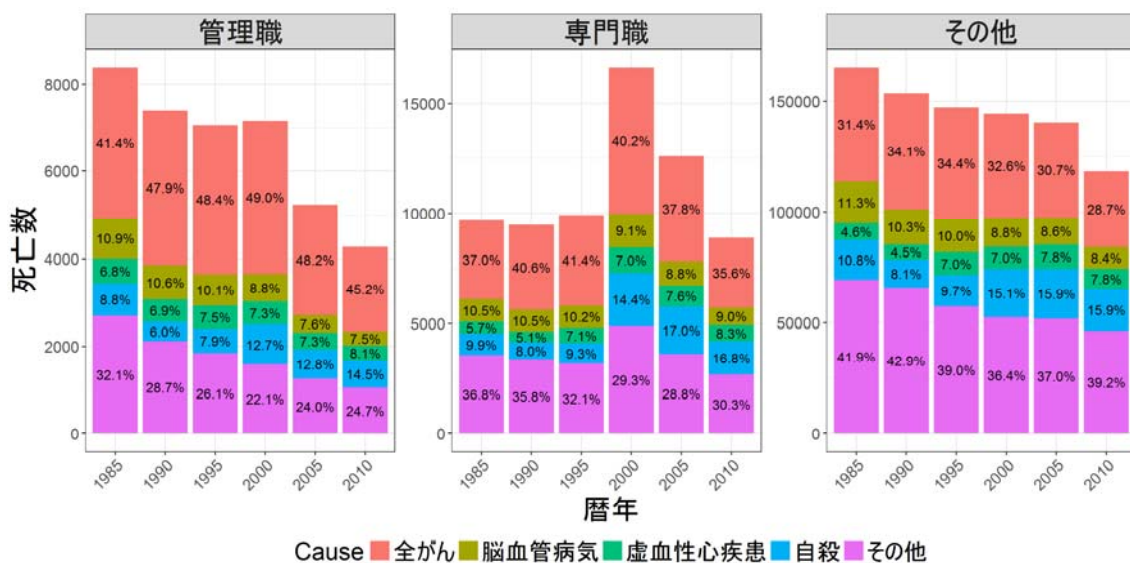


図 3 職業別・死亡数の死因積み上げグラフ

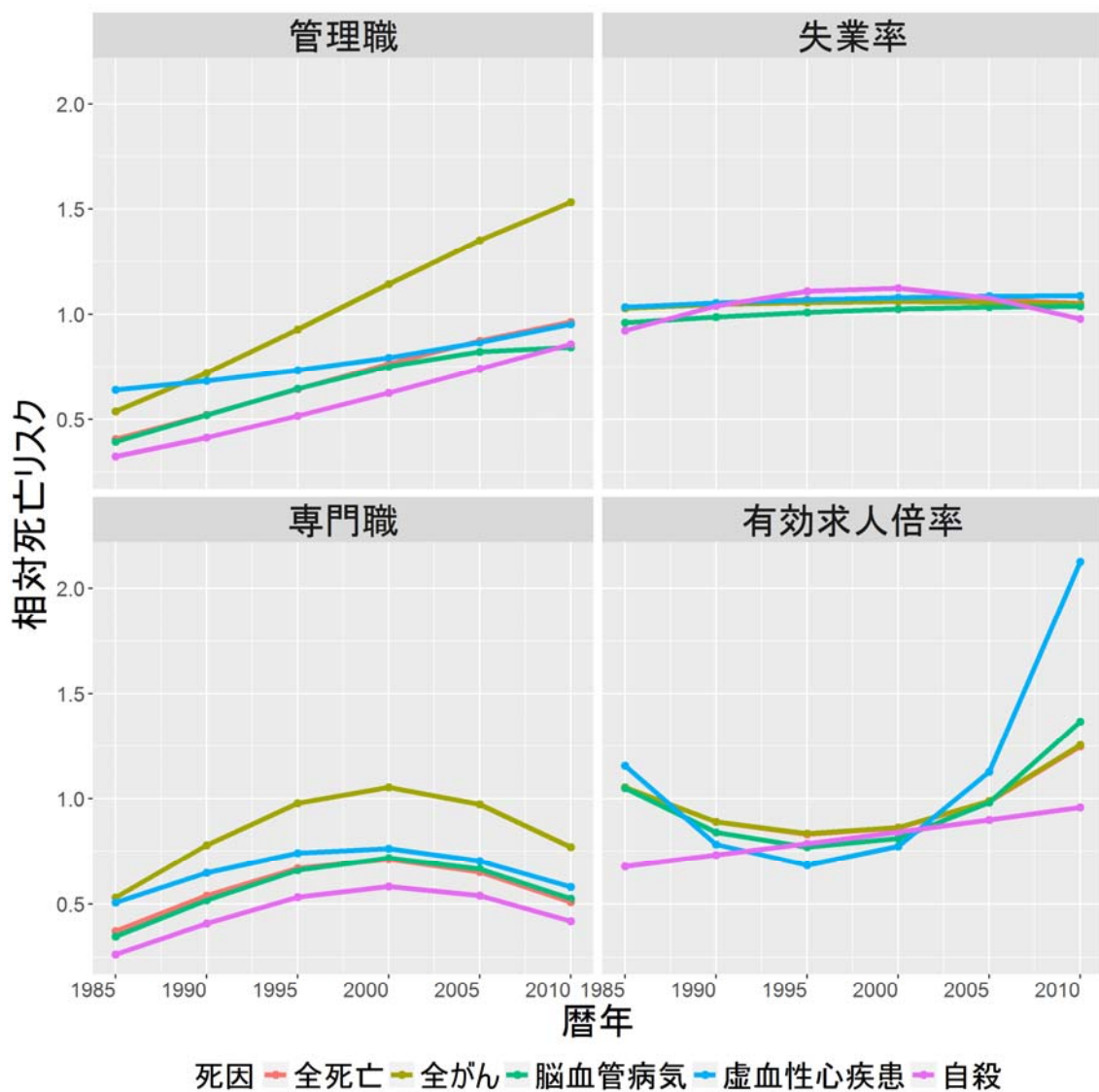


図 4 独立変数と死因別相対死亡リスク関係の経年変化

厚生労働科学研究費補助金
(政策科学総合研究事業 (統計情報総合研究))
平成 27 年度～平成 28 年度 総合研究報告書 (資料 8)

がん進行度別罹患率における社会経済格差

研究代表者 伊藤ゆり 大阪府立成人病センター がん予防情報センター 主任研究員
研究分担者 近藤尚己 東京大学大学院医学系研究科 准教授
研究分担者 中谷友樹 立命館大学文学部 (立命館大学歴史都市防災研究所 兼任) 教授
研究協力者 米島万有子 立命館大学衣笠総合研究機構 専門研究員
研究協力者 中山富雄 大阪府立成人病センター がん予防情報センター 疫学予防課長
研究協力者 福井敬祐 大阪府立成人病センター がん予防情報センター 研究員

研究要旨

既存統計資料のひとつであるがん登録資料を用いて、がん罹患率における社会経済格差のトレンドを評価することを目的とする。大阪府がん登録資料より、大阪府において 1993-2004 年に診断された胃、大腸、肺、乳房、子宮頸部、前立腺のがん患者の情報を入手し、居住地 (町字単位) を基に地理的剥奪指標 (Areal Deprivation Index : ADI) を付与した。ADI は数値が大きいほど地域の剥奪度が高い、つまり社会的に不利な経済状況にある人々の割合が高いという指標で、各地域の人口で重み付けし 5 分位に分けた。がん罹患率は検診受診等の予防行動に影響を受けるため (検診受診率の高い地域の罹患率が高い)、診断時の進行度別 (早期がん : 上皮内+限局/進行がん : 領域+遠隔転移) の年齢調整罹患率を ADI ごとに算出した。部位・性別・診断時期別に、分散重み付き最小二乗法により ADI と進行度別罹患率の関連を分析した。前立腺がん以外の全ての部位で、進行がんの罹患率は ADI の高い地域ほど高かった。ADI 第 5 分位と第 1 分位間の進行がんの罹患率差は、男女とも 1993-1998 年診断の肺がんが最大で、その差は 1999-2004 年には統計的有意に減少した。他の部位の進行がん罹患率においても、統計的有意には拡大しなかった。一方、早期がんの罹患率は、男性で前立腺、胃、大腸において、ADI の高い地域ほど罹患率が低かった。その傾向は前立腺で顕著であった。女性では子宮頸がんにおいて、ADI の高い地域の罹患率が高かった。格差の縮小が最も大きかったのは、男性の胃・大腸の進行がんであったが、この傾向は女性ではみられなかった。本研究により明らかとなった進行度別がん罹患率の社会経済格差には、喫煙やハイリスクな性行動など、がん発症のリスクとなりうる行動の違いやがん検診の受診率の違いなどが影響していると考えられる。

A. 研究目的

平成 28 年 1 月 1 日より、がん登録等推進法に基づき、全国がん登録制度が開始した。地域がん登録資料は 1960 年代から一部の府県において収集されている既存統計資料であり、今後ますます健康政策への活用が求められている。健康格差の縮小が健康日本 21 の目標に掲げられ、健康格差の評価が求められているが、地域がん登録資料を用いた健康格差のモニタリング体制は十分ではない。本研究は既存統計資料である大阪府がん登録資料を用いて、がん罹患率における社会経済格差のトレンドを評価することを目的とする。

B. 研究方法

大阪府において 1993-2004 年に診断された胃、大腸、肺、乳房、子宮頸部、前立腺のがん患者の情報に対し、居住地(町字単位)を基に地理的剥奪指標 (Areal Deprivation Index : ADI) を付与した。ADI は数値が大きいほど地域の剥奪度が高い、つまり社会的に不利な経済状況にある人々の割合が高いという指標である。これを各地域の人口で重み付けし、5 分位に分けた。第 1 分位が最も剥奪度が低く裕福な地域(高 SES 群)、第 5 分位が最も剥奪度が高い地域 (低 SES 群)。がん罹患率は検診受診等の予防行動に影響を受ける。例えば、検診受診率の高い地域では、より多くの患者ががんと診断されるため、罹患率が高くなる。そのため、診断時の進行度を早期がん: 上皮内+限局、進行がん: 領域+遠隔転移に区分し、進行度別の年齢調整罹患率を ADI5 分位グループごとに算出した。部位・性別・診断時期別に、分散重み付き最小二乗法により ADI と進行度別罹患率の関連を分析し、ADI 第 5 分位地

域と第 1 分位地域の罹患率差を推定した (Model 1)。

$$\text{Model 1: } ASIR_i = \beta_{ADI} a_i + e_i$$

また、診断時期により格差が拡大したか、縮小したかについて検討するために、診断時期と ADI との交互作用項で評価した (Model 2)。

Model 2:

$$ASIR_{ij} = \beta_{ADI} a_i + \beta_{per} p_j + \beta_{ADIper} a_i p_j + e_{ij}$$

(倫理面への配慮)

大阪府がん登録より入手した情報は匿名化された情報であるが、居住地住所等の情報を含むデータを扱う際は、スタンドアローン環境の PC において作業を行う。また社会経済指標等と突合後には個人同定が不可能な状態に変換する。

C. 研究結果

性別・部位別・診断時期別・進行度別に ADI 第 5 分位 (低 SES 群) と第 1 分位 (高 SES 群) の年齢調整罹患率の差を分散重み付き最小二乗法における推定値を元に算出し図 1、2 に示した。進行度別年齢調整罹患率の分位ごとの傾向は性別・部位別に図 3 ~11 および表 1 に示した。前立腺がん以外の全ての部位で、進行がんの罹患率は ADI の高い地域 (低 SES 群) ほど高かった。ADI 第 5 分位 (低 SES 群) と第 1 分位 (高 SES 群) 間の進行がんの罹患率差は、男女とも 1993-1998 年診断の肺がんが最大で、それぞれ人口 10 万人対 12.0 (95%信頼区間: 9.4-14.5)、5.7 (4.4-7.0) であった。しかし、その差は 1999-2004 年には統計的有意に減少し、他の部位の進行がん罹患率においても、統計的有意には拡大しなかった。一方、

早期がんの罹患率は、男性で前立腺、胃、大腸において、ADIの高い地域（低SES群）ほど罹患率が低かった。その傾向は前立腺で顕著であり、1999-2004年ではADI第5分位と第1分位間の罹患率差は-7.3と拡大した。女性では子宮頸がんにおいて、ADIの高い地域（低SES群）の罹患率が高かった。格差の縮小が最も大きかったのは、男性の胃・大腸の進行がんであったが、この傾向は女性ではみられなかった。

D. 考察

大阪府がん登録資料より、前立腺以外の主要部位の進行がんの罹患率で社会経済格差が生じていることが明らかとなった。進行がんにおいては低SES群の罹患率は高SES群よりも高く、男性の早期がんでは、その逆の関連が見られた。

進行がんにおける社会経済格差の要因は、喫煙率やハイリスクな性行動などががん発症のリスクとなりうる行動の違いや、がん検診受診やがんの自覚症状への気づき（awareness）から医療機関へのアクセスの違いなど様々な要因が融合して影響していると考えられる。例えば、喫煙率に関しては平成26年度国民健康栄養調査において、男女とも世帯年間収入が600万円以上の群に比べ、200万円以上600万円未満、200万円未満の群の喫煙率が統計的に有意に高かった。¹喫煙をリスクとする肺がん罹患率の社会経済格差は喫煙率の違いにより部分的に説明可能であるといえる。

また、がん検診受診率についても、国民生活基礎調査をもとに、医療保険別にみた場合、共済組合加入者は市町村国民健康保険加入者よりも25~40ポイント受診率が高い傾向にあった。²男性において、高SES群

の方が低SES群より早期がん罹患率が高い理由としては、裕福な地域に住む住民の方が職場をはじめ、がん検診を受診する機会が多く、早期に診断された可能性が示唆された。しかし、この逆の相関関係は、女性では観測されなかった。女性においては、常勤として従事している人の割合が低いため、職場における検診受診体制の差の影響が男性ほど大きく出なかったと推察される。一方、進行がんの罹患率においては、女性ではどのがんにおいても低SES群の方が高SES群より高く、肺がん以外ではその格差は縮小していなかった。

米国の8つのがん登録データを用いた地域別進行乳がん罹患率は、マンモグラフィ施設集中度や高学歴者割合、英語識字率と逆相関し、黒人割合と相関していた³。また、米国9つのがん登録データより、County-levelの剥奪指標4分位を用いて、詳細のステージ別罹患率および死亡率を分析した研究においては、高SES群の上皮内がん罹患率が低SES群よりも高く、その差は拡大傾向にあった。それ以外の進行がん罹患率や死亡率に関しては、格差が顕著ではなかった。⁴米国における子宮頸がんに関しては、死亡率・進行がん罹患率ともに格差が拡大傾向にある報告もある。⁵

がん登録資料より、診断されたがん患者内における進行度分布における進行がんをアウトカムにした研究においても、SESが進行がんでの診断に影響を与える結果が各種報告されている⁶⁻⁸。しかし、この研究デザインの場合、過剰診断による影響を大きく受けるため、人口を分母とした本研究のような進行度別罹患率による検討が望ましい。

がんにおける総合的なアウトカム指標は

死亡率である。がんにおける社会経済格差を検討する際には、がん進行度別罹患率だけでなく死亡率を最終アウトカムとし、他に生存率および喫煙率、検診受診率、医療アクセスなど各種関連指標と総合的にその関係性を分析しメカニズムを解明する必要がある。その上で、がんによる死亡の社会経済指標による格差を縮小するための効果的な手立てを検討できるといえよう。

現時点（H28年3月）で、利用可能なデータとして、本研究のように町字レベルまで使用可能であるのは、がん登録資料（生存率および医療アクセス）および近年の人口動態統計オンライン届出分のデータに限られる。国民生活基礎調査から得られる喫煙率およびがん検診受診率は都道府県レベル、自治体で行われるがん検診受診率は地域保健・健康増進事業報告の市町村レベルのデータに限定される。これらの指標に関しては、自治体におけるデータ提供体制の整備が急務であるが、サンプル調査に関しては空間的マイクロシミュレーションを用いた推定法を適用し、小地域における推定結果を用いる必要がある。

E. 結論

大阪府がん登録資料より、進行度別がん罹患率の社会経済格差を分析した。高SES群に比べ低SES群では進行がんの罹患率が高かった。男性において、高SES群において早期がん罹患率が高い傾向も観測された。進行度別罹患率の社会経済格差は喫煙やハイリスクな性行動など、がん発症のリスクとなりうる行動の違いやがん検診の受診率の違いなどが影響していると考えられ、さらなる検討が必要であることが示唆された。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

Ito Y, Nakaya T, Ioka A, Nakayama T, Tsukuma H, Uehara S, Sato KK, Endo G, Hayashi T: Investigation of Spatial Clustering of Biliary Tract Cancer Incidence in Osaka, Japan: Neighborhood Effect of a Printing Factory. *J Epidemiol* 2016, [in press].

Kinoshita F, Ito Y, Nakayama T: Trends in lung cancer incidence rates by histological type in 1975-2008: a population-based study in Osaka, Japan. *J Epidemiol* 2016;in press].

伊藤ゆり, 中山富雄: 肺がん生存率の国際比較. *肺癌* 2015, 55:266-272.

2. 学会発表

伊藤ゆり, 中谷友樹, 近藤尚己, 福井敬祐, 中田佳世, 井岡亜希子, 宮代勲, 中山富雄. 大阪府におけるがん進行度別罹患率の社会経済格差: 1993-2004年における格差の変化. 第74回日本公衆衛生学会総会. 2015:402 (P-0802-10). 長崎

Ito Y, Nakaya T, Kondo N, Fukui K, Nakaya K, Ioka A, Miyashiro I, Nakayama T, Rachet B. SOCIO-ECONOMIC DIFFERENCES IN STAGE-SPECIFIC CANCER INCIDENCE IN OSAKA, JAPAN: 1993-2004. 37th International Association of Cancer Registries, Annual Scientific Conference

2015. 8-10. Oct. 2015 [9th Oct. 2015, Oral Presentation, CANCER CONTROL: Data and Studies (Track 1)] 2015:054 [O179]. Mumbai, India

H. 知的財産権の出願・登録状況

(予定を含む)

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

引用文献

1. 平成 26 年国民健康・栄養調査報告 [homepage on the Internet]; c2016 [cited 2016 28 Apr]. Available from: <http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r98520000020qbb.html>
2. 田淵貴大, 中山富雄, 津熊秀明. 日本におけるがん検診受診率格差 医療保険のインパクト. 日本医事新報. 2012;84-8. (in 日本語).
3. Tatalovich Z, Zhu L, Rolin A, Lewis DR, Harlan LC, Winn DM. Geographic disparities in late stage breast cancer incidence: results from eight states in the United States. *Int J Health Geogr.* 2015;14:31. (in eng).
4. Schootman M, Lian M, Deshpande AD, Baker EA, Pruitt SL, Aft R, et al. Temporal trends in area socioeconomic disparities in breast-cancer incidence and mortality, 1988-2005. *Breast Cancer Res Treat.* 2010;122:533-43. (in eng).
5. Simard EP, Fedewa S, Ma J, Siegel R, Jemal A. Widening socioeconomic disparities in cervical cancer mortality among women in 26 states, 1993-2007. *Cancer.* 2012;118:5110-6. (in eng).
6. Chatterjee NA, He Y, Keating NL. Racial differences in breast cancer stage at diagnosis in the mammography era. *Am J Public Health.* 2013;103:170-6. (in eng).
7. Islami F, Kahn AR, Bickell NA, Schymura MJ, Boffetta P. Disentangling the effects of race/ethnicity and socioeconomic status of neighborhood in cancer stage distribution in New York City. *Cancer Causes Control.* 2013;24:1069-78. (in eng).
8. Chor JS, Lam HC, Chan A, Lee HM, Fok E, Griffiths S, et al. Socioeconomic disparity in breast cancer detection in Hong Kong--a high income city: retrospective epidemiological study using the Breast Cancer Registry. *PLoS One.* 2014;9:e107630. (in eng).

表1. 大阪府における進行度別罹患率の社会経済指標による格差: 1993-2004年(時代変化)

	1993-1998													1999-2004																
	年齢調整罹患率(実測)					年齢調整罹患率(あてはめ)					格差(Q5-Q1)			年齢調整罹患率(実測)					年齢調整罹患率(あてはめ)					格差(Q5-Q1)						
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	95% CI	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	95% CI								
男性 早期がん																														
胃	24.4	26.2	24.3	24.8	22.7	25.5	25.0	24.4	23.9	23.4	-2.0	-3.6	-0.5	27.4	27.5	25.8	26.6	23.7	27.9	27.0	26.2	25.3	24.5	-3.4	-5	-1.8				
大腸	19.5	19.5	19.8	19.8	18.0	19.9	19.6	19.3	19.0	18.7	-1.2	-2.6	0.2	25.0	22.0	21.9	23.0	20.3	24.0	23.2	22.4	21.5	20.7	-3.3	-4.8	-1.8 *				
肺	5.9	6.8	6.6	6.8	7.1	6.2	6.4	6.6	6.9	7.1	0.9	0.1	1.7	10.1	10.4	9.4	9.3	9.5	10.2	10.0	9.7	9.5	9.3	-0.9	-1.9	0.1 *				
前立腺	4.7	4.2	3.4	3.4	2.9	4.5	4.1	3.7	3.3	2.9	-1.6	-2.3	-1	12.3	9.4	9.1	9.0	6.5	11.6	10.4	9.2	8.0	6.8	-4.8	-5.8	-3.9 *				
進行がん																														
胃	22.6	25.8	28.3	28.8	29.3	23.6	25.3	26.9	28.6	30.2	6.6	5	8.2	26.6	27.2	29.7	28.7	29.4	26.9	27.6	28.3	29.0	29.7	2.9	1.2	4.6 *				
大腸	13.5	15.3	17.8	18.3	18.0	14.1	15.3	16.5	17.7	18.9	4.8	3.5	6	18.3	20.4	20.4	22.1	20.7	19.1	19.7	20.3	21.0	21.6	2.5	1.1	3.9 *				
肺	24.5	27.3	28.5	30.9	32.6	24.8	26.8	28.8	30.8	32.8	8.0	6.3	9.7	32.2	32.8	34.3	35.5	37.6	31.8	33.1	34.5	35.9	37.2	5.4	3.6	7.3 *				
前立腺	4.1	4.4	4.0	3.8	3.9	4.3	4.2	4.0	3.9	3.8	-0.5	-1.1	0.2	6.3	5.5	5.1	5.4	5.0	5.9	5.7	5.4	5.2	4.9	-1.0	-1.8	-0.3				
女性 早期がん																														
胃	8.8	9.5	10.1	10.0	10.2	9.0	9.4	9.7	10.1	10.4	1.4	0.5	2.4	9.6	9.0	9.0	9.2	10.1	9.1	9.2	9.4	9.5	9.6	0.5	-0.4	1.4				
大腸	10.0	9.4	10.9	11.0	9.6	10.0	10.1	10.1	10.2	10.2	0.2	-0.7	1.1	12.8	11.6	11.3	12.3	11.2	12.3	12.0	11.8	11.6	11.4	-0.9	-1.9	0.1				
肺	2.4	1.9	2.5	2.6	2.7	2.1	2.3	2.4	2.6	2.7	0.6	0.1	1.1	4.4	4.0	4.3	4.3	4.2	4.3	4.2	4.2	4.2	4.2	-0.1	-0.6	0.5				
乳房	19.4	19.0	19.6	21.2	18.6	19.4	19.5	19.5	19.6	19.6	0.2	-1.3	1.6	24.5	22.8	23.3	24.4	24.0	23.6	23.7	23.8	23.9	23.9	0.3	-1.3	1.9				
子宮頸	7.3	7.9	8.7	8.7	9.2	7.4	7.9	8.4	8.8	9.3	1.9	0.9	2.9	6.8	7.8	6.9	8.0	7.9	6.9	7.2	7.4	7.7	8.0	1.0	0.1	2				
進行がん																														
胃	9.9	11.8	12.3	11.9	12.7	10.5	11.1	11.7	12.3	12.9	2.3	1.3	3.4	9.1	11.9	10.8	11.9	11.8	9.9	10.5	11.1	11.6	12.2	2.3	1.3	3.2				
大腸	9.2	11.1	11.5	12.0	12.1	9.8	10.4	11.1	11.8	12.5	2.7	1.8	3.7	11.5	12.2	13.2	13.7	13.4	11.8	12.3	12.8	13.3	13.8	2.1	1	3.1				
肺	6.7	7.9	8.9	9.2	10.9	6.8	7.7	8.7	9.7	10.6	3.8	2.9	4.7	8.8	9.7	9.8	10.1	11.2	8.9	9.4	9.9	10.4	10.9	2.0	1.1	2.9 *				
乳房	13.8	14.5	14.6	15.2	16.0	13.8	14.3	14.8	15.3	15.8	2.1	0.8	3.3	13.9	15.0	15.9	17.6	16.4	14.2	15.0	15.7	16.5	17.3	3.1	1.8	4.3				
子宮頸	2.5	2.8	3.7	3.4	4.2	2.5	2.9	3.3	3.7	4.1	1.6	1	2.2	2.1	2.9	3.0	2.9	3.5	2.3	2.6	2.9	3.2	3.4	1.1	0.6	1.7				

年齢調整罹患率は人口10万人対

*は診断時期で格差の大きさに統計的に有意に変化があったもの(p<0.05)

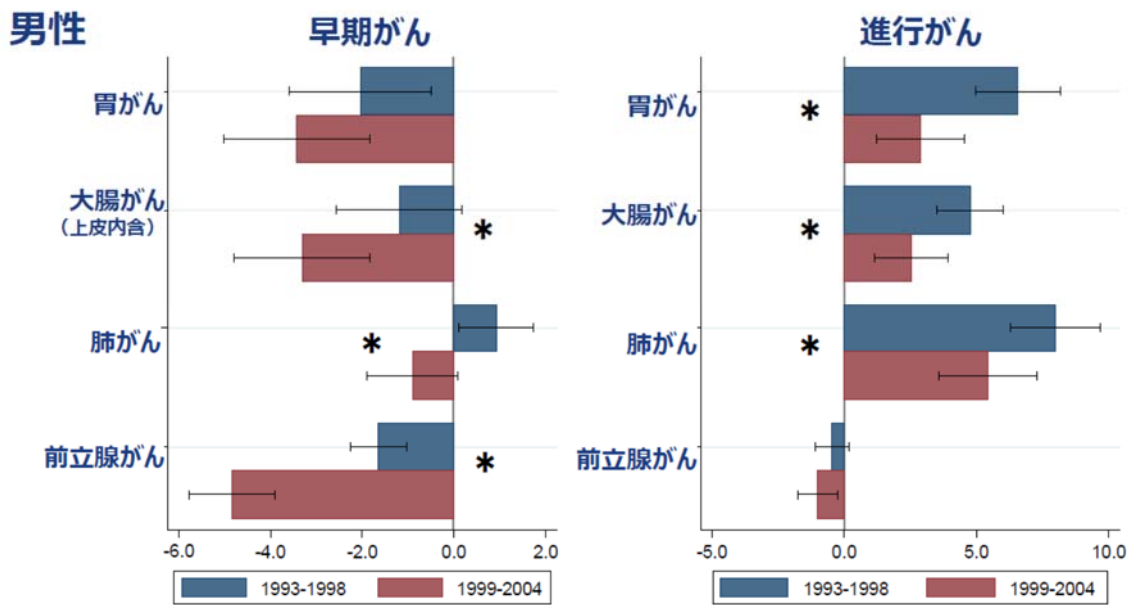


図 1. 大阪府男性における部位別進行度別がん罹患率の格差 (Q5 の年齢調整罹患率と Q1 の年齢調整罹患率) : 1993-1998 年 / 1999-2004 年

*は、診断時期間で格差が統計的有意に変化した部位 (p<0.05)

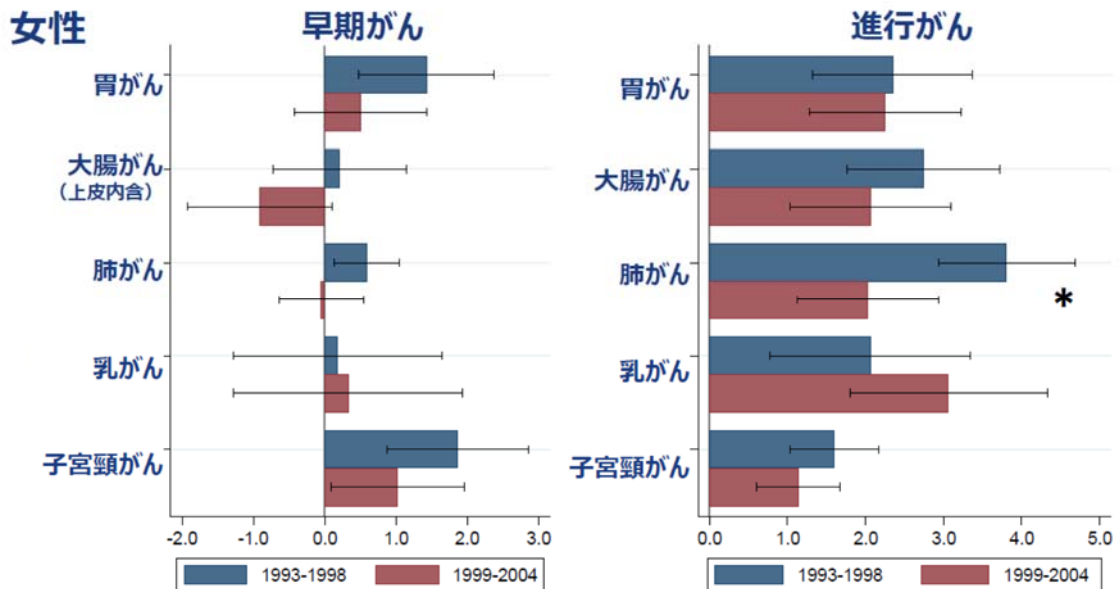


図 2. 大阪府女性における部位別進行度別がん罹患率の格差 (Q5 の年齢調整罹患率と Q1 の年齢調整罹患率) : 1993-1998 年 / 1999-2004 年

*は、診断時期間で格差が統計的有意に変化した (p<0.05)

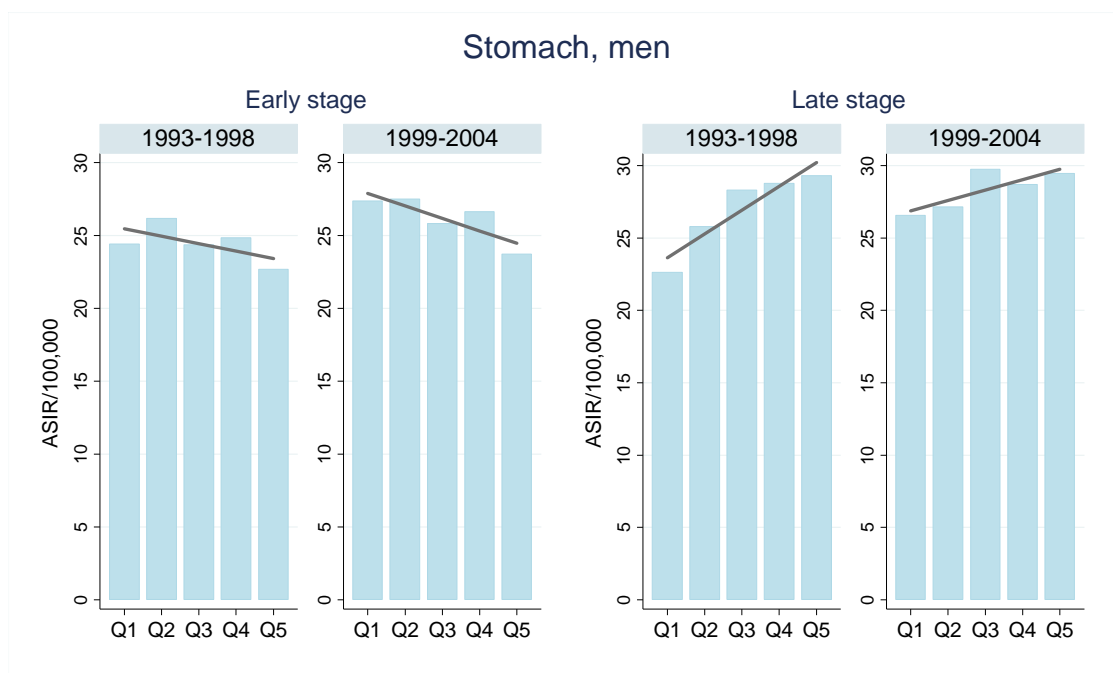


図 3. 大阪府胃がん男性の ADI5 分位別進行度別年齢調整罹患率：1993～1998 年／1999～2004 年（直線は分散重み付き最小二乗法によるあてはめ）



図 4. 大阪府胃がん女性の ADI5 分位別進行度別年齢調整罹患率：1993～1998 年／1999～2004 年（直線は分散重み付き最小二乗法によるあてはめ）

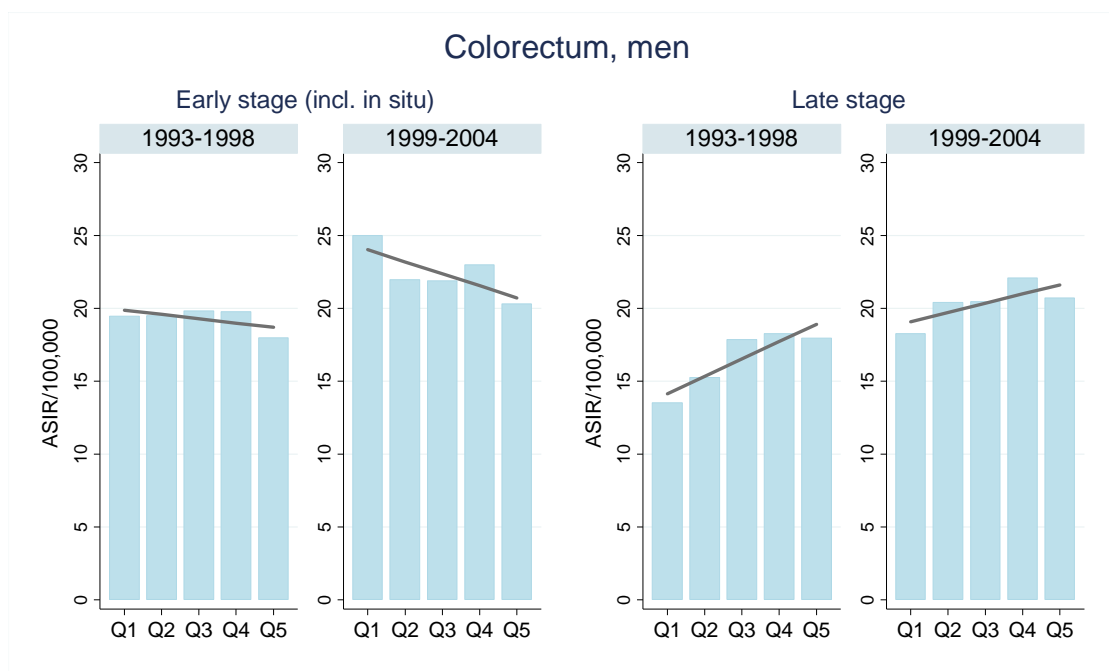


図 5. 大阪府大腸がん男性の ADI5 分位別進行度別年齢調整罹患率：1993～1998 年／1999～2004 年（直線は分散重み付き最小二乗法によるあてはめ）

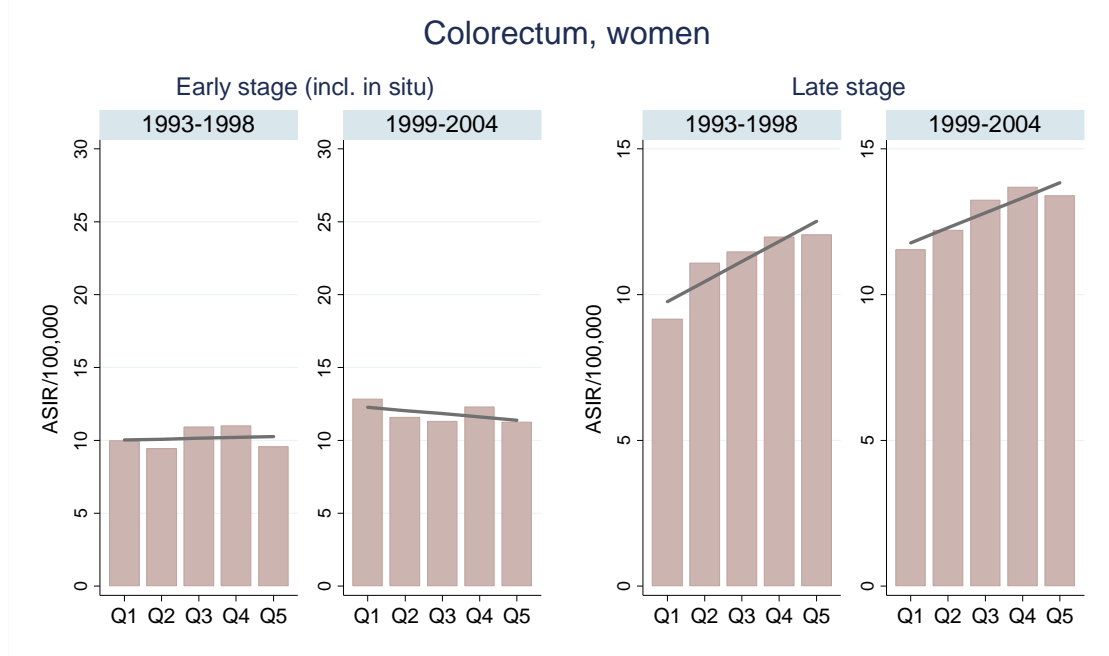


図 6. 大阪府大腸がん女性の ADI5 分位別進行度別年齢調整罹患率：1993～1998 年／1999～2004 年（直線は分散重み付き最小二乗法によるあてはめ）

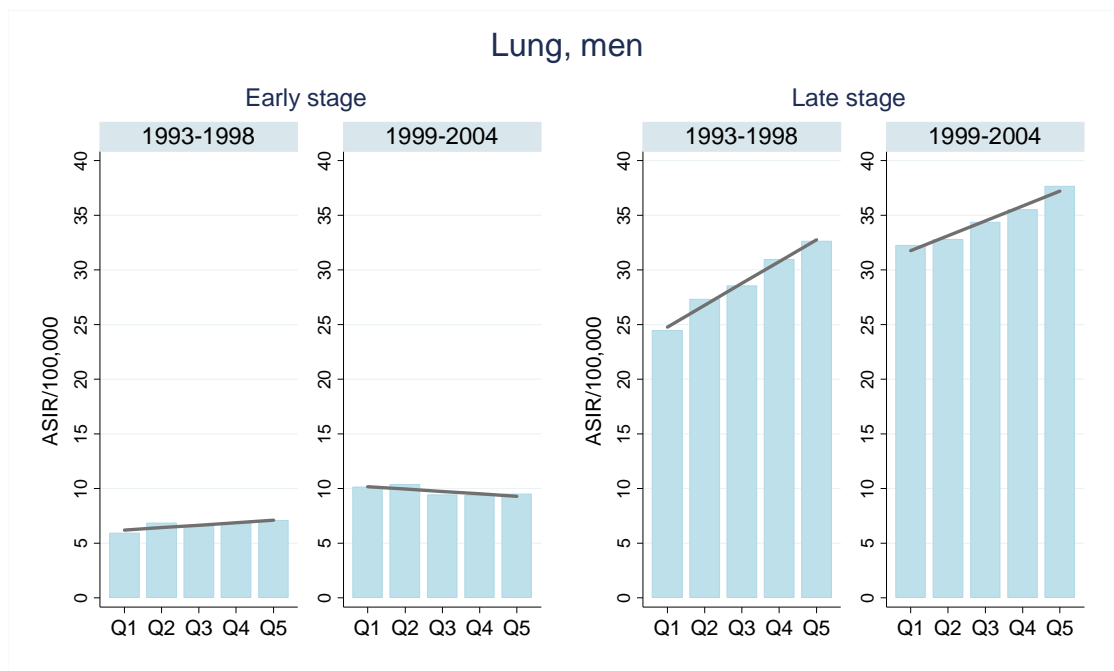


図 7. 大阪府肺がん男性の ADI5 分位別進行度別年齢調整罹患率：1993～1998 年／1999～2004 年（直線は分散重み付き最小二乗法によるあてはめ）

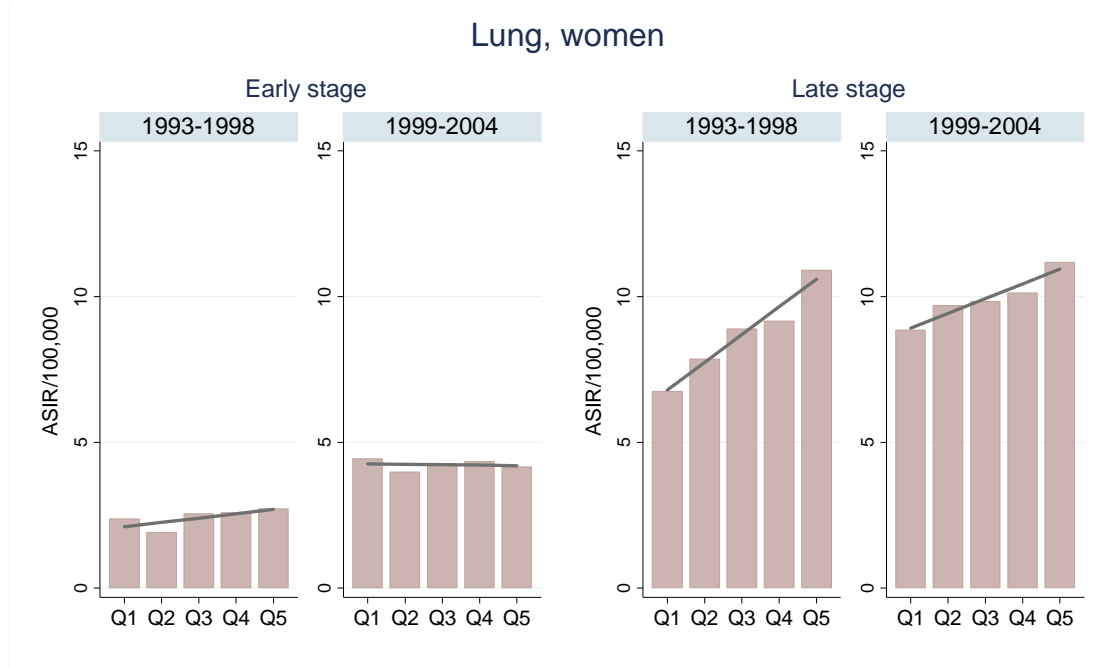


図 8. 大阪府肺がん女性の ADI5 分位別進行度別年齢調整罹患率：1993～1998 年／1999～2004 年（直線は分散重み付き最小二乗法によるあてはめ）

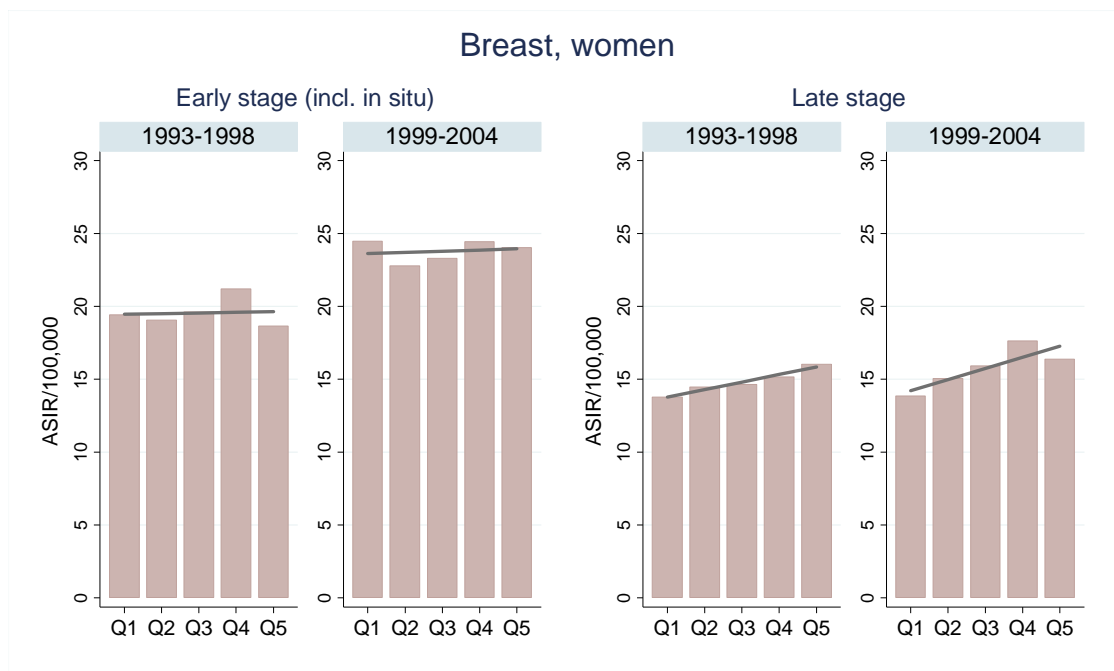


図 9. 大阪府乳がん女性の ADI5 分位別進行度別年齢調整罹患率：1993～1998 年／1999～2004 年（直線は分散重み付き最小二乗法によるあてはめ）

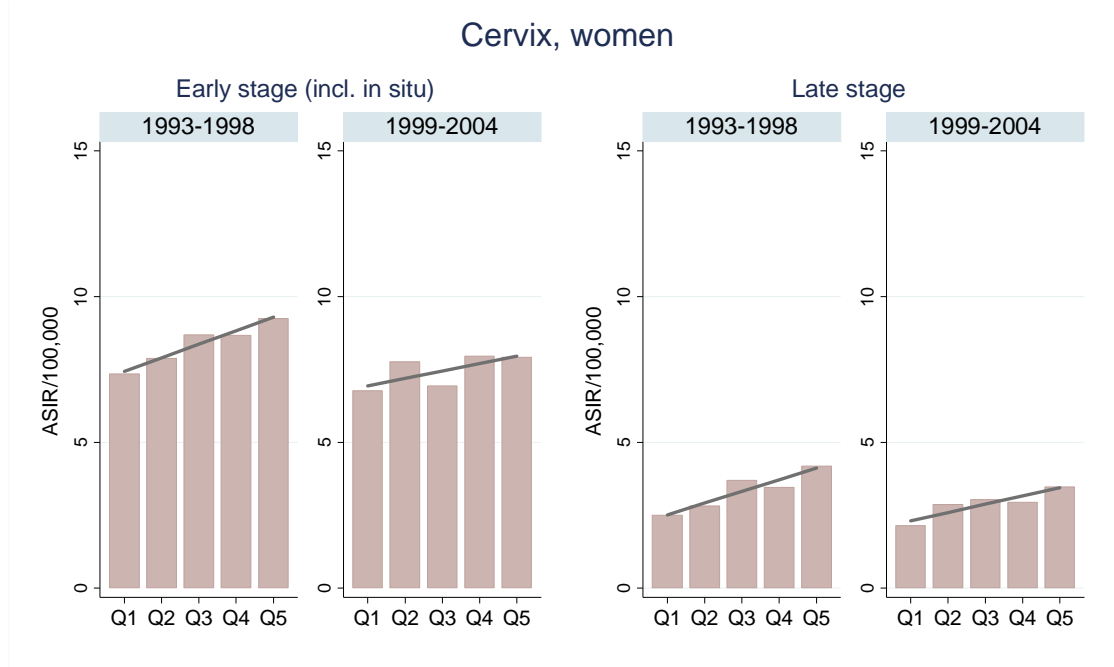


図 10. 大阪府子宮頸がんの ADI5 分位別進行度別年齢調整罹患率：1993～1998 年／1999～2004 年（直線は分散重み付き最小二乗法によるあてはめ）

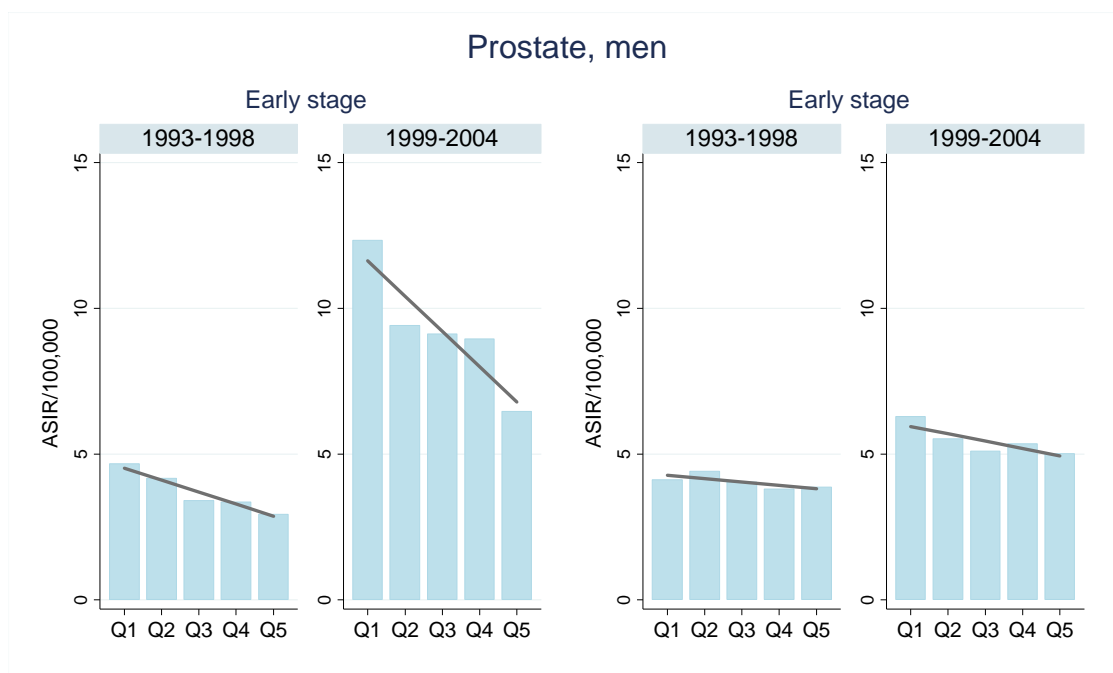


図 11. 大阪府前立腺がんの ADI5 分位別進行度別年齢調整罹患率：1993～1998 年／1999～2004 年（直線は分散重み付き最小二乗法によるあてはめ）

研究成果の刊行に関する一覧表

書籍

著者氏名	論文タイトル名	書籍全体の編集者名	書籍名	出版社名	出版地	出版年	ページ
なし							

雑誌

発表者氏名	論文タイトル名	発表誌名	巻号	ページ	出版年
Ito Y, Nakaya T, Ioka A, Nakayama T, Tsukuma H, Uehara S, Sato KK, Endo G, Hayashi T	Investigation of Spatial Clustering of Biliary Tract Cancer Incidence in Osaka, Japan: Neighborhood Effect of a Printing Factory.	J Epidemiol	26	459-463	2016
Kinoshita F, Ito Y, Nakayama T	Trends in lung cancer incidence rates by histological type in 1975-2008: a population-based study in Osaka, Japan.	J Epidemiol	26	579-586	2016
伊藤ゆり, 中山富雄	肺がん生存率の国際比較	肺癌	55	266-272	2015
中谷友樹, 埴淵知哉	健康の社会格差と地域格差	地理	61(1)	51-57	2016
中谷友樹, 埴淵知哉	健康リスクの地理的格差と居住地域の貧困	貧困研究	16	5-16	2016