

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 —

中谷 友樹[†]

(受付 2011 年 1 月 20 日 ; 改訂 4 月 4 日 ; 採択 4 月 28 日)

要 旨

本稿では、2003～2007年の期間で集計された市区町村別がん死亡にみられる地域間格差に着目し、その地理的な視覚化とともに、地理的な貧困(剥奪)水準を示す単次元指標である地理的剥奪指標に基づいて、がん死亡の社会経済的な格差の大きさを評価した。貧困のマイクロデータ解析と関連づけた地理的剥奪指標を提案するとともに、空間的に構造化されたランダム効果を含む階層ベイズ・ポアソン回帰モデルを利用し、疾病地図の作成とがん死亡の格差指標値の推定を実施した。その結果、主要死因別にみたがん死亡の多くにおいて、剥奪水準の高い—貧困がより集中する—地域で死亡率が高くなる社会経済的な地理的格差の存在が確認された。とくに格差の大きいがん死亡は、男性の大腸がんと肝臓がん、女性の肺がんと子宮がんであり、剥奪水準の最も高い地区群では、最も低い地区群にくらべ、およそ20～24%程度の死亡率の超過が認められた。また、空間的に構造化されたランダム効果によって調整する格差指標のバイアスを議論し、実際にこの効果を考慮したモデルとしないモデルとでは格差指標の推定結果に無視し得ないずれが生じる点を確認した。

キーワード：階層的ベイズ・ポアソン回帰モデル、疾病地図、相対格差指標、地理的剥奪指標、がん、SMR。

1. 序論

1.1 問題の所在

本稿では、2003～2007年の期間で集計された市区町村別がん死亡にみられる地域間格差に着目し、その地理的な視覚化とともに、地理的な貧困(剥奪)水準を示す単次元指標である地理的剥奪指標 areal deprivation index に基づいて、がん死亡の社会経済的な格差の大きさを評価する。

経済的に発達し、生存を左右する物質的な貧困が広く克服された社会においても、社会経済的地位/社会階層の低い集団ほど健康水準の低い状態におかれる健康の社会格差 social gradient in health (Marmott, 2004) は広く認められ、しばしば現代にあってもその拡大が危惧されている(福田・今井, 2007; Townsend et al., 1992; Davey-Smith et al., 2002; Mackenbach et al., 2003)。Faggiano et al. (1997) は、日本を含む21カ国の24のタイプのがんを対象として、がん罹患・

[†] 立命館大学 文学部人文学科地理学教室：〒603-8577 京都市北区等持院北町 56-1

死亡の社会経済的格差の知見を整理しており、大腸がん・乳がんなどの例外を含むものの、多くの事例において、社会階層の低い集団ほど罹患・死亡率が高くなる傾向を確認している。がんの疫学指標の社会経済的格差を継続的に確認し、公平ながん医療の供給を通してこれを解消する取り組みは、がん対策における基本的な戦略の1つである(Sanson-Fisher et al., 2009)。

健康の社会格差を計測する多くの指標が提案されてきたが(Shaw et al., 2007; Mackenbach and Kunst, 1997), ここでは社会経済的地位の位置を示す尺度 SEP (socio-economic position) を設定し、この SEP の取り得る幅で生じている健康の相対的格差に基づいた格差指標に着目する。それは、SEP が低位である人口集団が仮に SEP が高位である状況におかれたならば避けられた死亡の大きさを、死亡率の変化率を通して推計する尺度とみなせる。ただし、SEP は所得や教育水準など、社会的地位や経済的な豊かさ・貧困に関連する指標(群)によって捉えられるが(Galobardes et al., 2006), 健康格差の計測のために SEP として利用できる指標をもったマイクロ統計の入手・利用は困難であることが多い。そのため居住地域で集計される社会指標によって、地域人口集団の SEP を設定し、これを利用した健康の社会格差がしばしば評価される。とくに英国を代表に欧米においては、多面的な物的・社会的な貧困の地理的な集中の程度を測る合成指標—地理的剥奪指標—が広く利用され、これに対応した健康の地理的格差の評価は、がんの疫学指標を含めて継続的に利用されてきた(e.g. Coleman et al., 2001)。地理的な指標で豊かな地域であっても貧困状態におかれる居住者が存在しう点には留意すべきであるが、社会経済的な人口集団が地理的に住み分ける都市社会学／都市地理学な知見をふまえれば(Knox and Pinch, 2000; 倉沢・浅川, 2004), 健康の社会階層間格差は地域人口の社会階層別構成比の違いを通して健康の地理的格差を作り出す(構成効果)。また、社会・建造環境(social and built environments)に規定され「貧困」居住地ほど、社会階層によらず居住者の健康水準を低めるような地理的な文脈的效果(脈絡効果)の存在も確認されており(Jones and Duncan, 1995; Kawachi and Berkman, 2003), 地理的な健康格差そのものも、縮小すべき社会的な健康格差の一端とみなしうる。

翻って日本の公衆衛生分野においては、国レベルでのがん登録システムが存在しないこと、社会格差と関連づけた地理的指標値の議論が限定的であったこともあり、がん死亡の地域差を社会的な地域間格差と関連づけて把握する方法論的な議論は少ない。例外的に、Ueda et al. (2005, 2006) は、大阪府のがん登録資料を利用し、市区町村別のがんの早期診断割合や罹患率、診断後の生存率などの諸指標を、市区町村別の社会指標と関連づけて検討している。そこでは、高い失業率や低い高学歴者(大学・大学院卒業者)割合など、社会経済的水準が低いとみなされる地域で、がん関連の指標のいずれもが悪化する傾向を明らかにしている。また、Fukuda et al. (2005) は、全国市区町村別の主要死因別標準化死亡比(SMR: 年齢効果を調整した死亡率指標の1種)を、所得水準・高学歴者割合によって定義する地理的な SEP 指標と関連づけ、むしろ所得水準・高学歴者割合の高い地域でがん死亡の SMR が高くなる傾向を報告している。これらの先行する知見の比較にあたっては、地理的格差の計測にあたって利用される SEP の違いや、分析する地理的な範囲の違いに留意する必要がある。

本稿の第一の問題意識は、この地理的な SEP 指標とする地理的剥奪指標の試論的な検討にある。現段階では、日本の地理統計を用い、どのように地理的剥奪指標を合成し、健康格差の計測に利用すべきなのかは、候補となる指標が少なく判断が難しい。Fukuda et al. (2007) は、多変量解析を利用した指標を検討し、同様な地理的指標の合成は Ueda et al. (2005) でも試みられている。多変量解析は地理的な相関関係に基づいて諸指標を合成するため、貧困や社会的剥奪に関する重要度が実際に反映された指標であるのかは、判断が難しい面もある。一方で、近年ではマイクロデータに基づいた貧困研究(橘木・浦川, 2006; 阿部, 2006)において、母子世帯や単身高齢者など特定の世帯類型や失業が貧困と結びつく知見が確認されており、こうした知見

との対応づけも課題である。本稿では、マイクロデータ解析の結果とも一定の整合性をもつ地理的剥奪指標について検討する。

本稿の第二の問題意識は、がん死亡の格差指標値の推定に関係した空間疫学的分析(丹後 他, 2007)の重要性の確認である。疾病地図研究の中では、地理的な統計がもつ空間的な従属性(位置関係に基づいて観測値が互いに相関する性質)を考慮した空間統計データ解析の手法が発達してきた(Elliott and Wartenberg, 2004; Lawson, 2008)。そうした技術は、地理情報システム環境を利用した、効果的な疾病地図の作成を可能とし、健康の地理的格差に関する視覚的な理解に貢献する(中谷 他, 2004; 中谷, 2008)。こうした地域差の視覚化と格差指標に基づく数値的要約の関係が、直感的に理解可能なものであるのかは、がん死亡をはじめとする健康の地理的格差の状況を分かりやすく伝達する上で重要である。同時に、この空間疫学において提案されてきた疾病地図解析のための統計モデリングは、がん死亡の効果的な地理的視覚化のみならず、がん死亡の格差指標の把握においても、データに潜む空間的従属性を考慮することで、より適切な推定を可能にするものと考えられる。

1.2 分析資料

本研究で利用する死亡の地理的分布に関する基礎資料は、人口動態統計に基づく市区町村別死亡数であり、2003年から2007年までの5年間の死亡総数を合計したものである。「人口動態統計特殊報告平成15年～平成19年人口動態保健所・市区町村別統計」(厚生労働省大臣官房統計情報部)に掲載されている統計表資料から、総死亡(全死因)、全がん(全部位のがん)、胃がん、大腸がん、肝がん(肝及び肝内胆管のがん)、肺がん(気管、気管支及び肺のがん)の各死亡数を、各年次の人口動態統計資料より、白血病、乳がん、子宮がんの死亡数を抽出した。全死亡数と構成比を表1に示す。がんの部位の選定については、構成比の高い主要部位に限定したが、白血病については分布が特徴的であり、地理的な格差指標値の推定において注意が必要となる事例として取り上げることとした。分析の基礎単位である市区町村については、2007年12月31日の状態に基づくが、集計の対象となる期間に成立した政令指定都市については、資料の制約から区に細分化せずに市単位の集計値を利用した。結果として、利用する市区町村(以下、地区)数は1946であった。また、地理的剥奪指標および期待死亡数の計算のために、2005年の国勢調査の統計資料を利用した。

表1. 分析資料とした2003-2007年における死亡統計の要約。

性別	死因	死亡数	総死亡(全死因死亡数) に占める割合	全がん死亡数に 占める割合
	全死因	2,859,297	100.0%	
男性	全がん	976,206	34.1%	100.0%
	胃がん	163,028	5.7%	16.7%
	大腸がん	109,614	3.8%	11.2%
	肝臓がん	114,159	4.0%	11.7%
	肺がん	224,000	7.8%	22.9%
	白血病	21,458	0.8%	2.2%
	全死因	2,450,810	100.0%	
女性	全がん	644,013	26.3%	100.0%
	胃がん	87,283	3.6%	13.6%
	大腸がん	91,944	3.8%	14.3%
	肝臓がん	54,260	2.2%	8.4%
	肺がん	82,476	3.4%	12.8%
	乳がん	53,529	2.2%	8.3%
	子宮がん	27,330	1.1%	4.2%
	白血病	14,913	0.6%	2.3%

1.3 構成

以下、本稿の分析および考察は以下の3つの段階に基づいて構成される。

- (1) 地理的剥奪指標の算出(第2章): 地理的なSEP指標としての市区町村別の地理的剥奪指標を、日本のセンサス資料から作成する手順について検討する。
- (2) がん死亡の地理的格差の視覚的把握(第3章): 空間疫学モデルを利用したがん死亡のリスク分布を推定し、その結果の地理的視覚化を通して、がん死亡分布の特徴を整理する。
- (3) 地理的剥奪指標を基準とした、がん死亡の社会経済的格差の推定(第4章): 第2章において提案した地理的剥奪指標に基づく、がん死亡の地理的格差指標を定義し、その値を推定する。第3章で把握したがん死亡分布の特徴を踏まえ、格差指標の推定モデルにおける空間性(地域効果)の考慮の必要性和、日本のがん死亡統計から得られる格差指標の推定結果を考察する。

2. 地理的剥奪指標

2.1 小史

地理的剥奪指標は、小地域を単位とし、各地域に暮らす居住者の中で生活水準の低い状態におかれ支援の必要な人々の構成を反映する社会指標として提案された(Senior, 2002)。ここで(相対的)剥奪とは、個人の利用可能な資源が少なく、社会的に認められた「あるべき生活」に必要な消費や社会的参加などの活動を遂行できない状態におかれることを指し、Townsend (1979)は、生物学的な生存可能性に基づいた絶対的な貧困に対して、現代社会において問題となる相対的な貧困を定義する理念として、この相対的剥奪概念を提起した。

1980年代には英国で健康の社会格差の問題が提起されたこともあり(Townsend et al., 1992)、医療行政や公衆衛生問題に関連した問題から、主としてセンサス(国勢調査)資料を用いて算出されるJarman under-privileged area index (UPA8)、Townsend material deprivation index (TMD)、Carstairs indexなど、各種の地理的剥奪指標が相次いで提案された(Senior, 2002)。以来、欧米の公衆衛生分野では、健康の社会格差を検討する基準指標として、類似の指標が幅広く利用されてきた経緯がある。

この地理的剥奪指標は、様々な生活領域にまたがる剥奪の重複を反映するために、複数のセンサス指標の合成値として定義される。例えば、イングランド北東部における健康格差の評価を目的に、TMDは4つの指標値(失業率、過密住宅世帯割合、持ち家率、自動車保有率)のそれぞれを、変数変換と標準化によって基準化したのち、各地域においてそれらの指標値を合計した値として定義された(Townsend et al., 1988)。TMDで利用された4指標は、英国における健康水準の社会階層間格差に関連しうると議論された4つの剥奪領域(労働・居住・資産・所得の剥奪)に対応しており、その構成はある種の演繹的な設定によるものである。

センサスは各国で定期的実施され、小地域における指標値の利用が比較的容易であるため、現在でもセンサスなど公開されている地理的な社会指標値を合成した地理的剥奪指標が、一部の例外(例えば、英国の公式の指標であるIMD)を除くと一般的である。その基本的な形式は、次のような複数の剥奪関連センサス指標の重み付き合計として示せる。

$$(2.1) \quad dep_i = \sum_k w_k f(z_{i,k})$$

ここで dep_i は地区 i の剥奪指標値であり、 $z_{i,k}$ は地区 i においてセンサスから得られる剥奪関連の変数 (k は指標の種類)、 f は適当な変数変換や基準化に対応する変換関数、 w_k は各変数の合成にあたって、それぞれの重要度を調整するウェイトである。変数変換の有無、ウェイト

の設定をめぐるには多くの提案がなされてきたが、その議論の整理については Senior (2002) を参照されたい。利用する変数(センサスから得られる地区の指標)については、利用可能な剥奪関連の指標が、国・地域・時期によって異なるものの、世帯類型、住宅、社会階層(職業)、教育などの変数を選択する剥奪に関連した領域については、総じて一定の共通性が認められる。より判断の難しい問題は、変数の相対的な重要性を反映するウェイトの設定である。TMDなどの初期の古典的指標の多くは、標準化した後、ウェイトを設定せずに合成している。それは変数間の相対的な重要性が判断し難いために取られた方法と考えられる。近年においては、剥奪に関連しうる変数を多く揃え、主成分分析あるいは因子分析に基づいて共通する成分の抽出をはかり、主成分/因子の係数(負荷量)をもってウェイトを設定することが多い(Harvard et al., 2008; Saurina et al., 2010; Pampalon and Raymond, 2000; Fukuda et al., 2007)。

しかし、このような次元縮約に基づいた方法が、必ずしも共通する単次元を抽出できるとは限らず、また指標の合成に際して設定される重みは、当該の変数の重要度(剥奪の深刻さや剥奪領域の重複の度合い)に対応するとは限らない。こうした問題から、近年になって、古典的なUPA8を参考に、保健行政に関与する専門家による指標評価を利用したウェイトづけの方法も再考されているが(Bell et al., 2007)、本研究ではウェイトづけに対する別のアプローチとして、Gordon (1995)が提案した方法に着目した。その方法では、これまでの貧困研究で主流であったマイクロデータ解析の成果と一定の整合性を有した地理的な剥奪の水準を指標化する点が特徴的であり、以下では、当該の方法を援用した市区町村別の地理的剥奪指標の事例を提示する。

2.2 Gordon 法による日本版地理的剥奪指標の作成

Gordon (1995)は、英国における貧困(相対的剥奪)に関する社会調査(Breadline Britain survey)のマイクロデータ解析から得られた結果と一貫した、地区別の貧困世帯の構成比を、センサス指標の合成値で推定する意図をもって、次のような手順に基づく地理的剥奪指標を提案した。まず、(1)社会調査資料のサンプル世帯を、貧困世帯と非貧困世帯に識別した後、(2)これを世帯ないし被調査者の属性を説明変数としたロジスティック回帰モデルによって予測する。ただし、ロジスティック回帰モデルに利用する変数の種類は、センサス指標として地区単位の統計資料が利用できるものに限定する。(3)このロジスティック回帰モデルから得られる各変数の係数を重みとして利用し、各地区において、センサス指標の合成を行い、地理的剥奪指標値とする。

2.2.1 貧困世帯の定義

この方法では、まず世帯を単位とするマイクロデータにおいて「貧困」を操作的に定義しておく必要がある。Gordon (1995)は、Townsend (1979)が提案した相対的剥奪測定に関する合意形成アプローチに基づき、社会構成員の半数が社会的生活に必要と主張する要件(物品の保持や消費・余暇活動)のリストを用意し、これを3つ以上欠いた世帯を「貧困」と定義している。しかし、日本において、センサス指標との対応づけが可能な貧困調査のマイクロ統計資料が利用できないため、ここでは代替的に、日本版総合的社会調査(JGSS)に基づいて、経済的な貧困の規範的な基準(低所得水準)と社会的低階層に関する主観的な基準(低い階層への帰属意識)の重複する状態を、操作的に「貧困」とみなした。英国における社会格差の地理的変遷を推定したDorling et al. (2007)の研究において、規範的・主観的な貧困が重複する世帯を、核となる貧困層 core poor として推計しており、本稿の設定はこの操作の類推に基づいてなされたものである。JGSSは、日本全国に居住する成人人口(20~89歳)の代表サンプルから構成される日本人の行動と意識に関する多様な設問を含んだ社会調査資料であり、本研究では2000年~2003年の4次にわたる調査資料をプールしたJGSS累積データ2000-2003を利用した。ここで設定した「貧困」世帯の基準を、以下で解説する。

基準1：ここでは収入に基づいた規範的な貧困の基準として、世帯の等価所得(1年間の収入を世帯人員の平方根で除した値)が、一定の閾値水準以下である場合に貧困と判断した。国際比較においては、相対的貧困水準の閾値として、全国民の等価所得中央値の50%がよく利用される(橘木・浦川, 2006)。利用したJGSSデータでは、これに対応する等価所得は150万円/年(4人世帯であれば、年収300万円)であり、生活保護基準とほぼ同程度の収入水準である(金澤, 2006)。ただし、居住地区の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)とした。これを等価所得中央値の半額に乗じて、所得水準にみる貧困の判断閾値とした。なお、Gordon (1995)と同様にTownsend (1979)の合意形成アプローチに基づいた日本における剥奪尺度の分析は、阿部(2006)によって実施されており、年収(等価調整なし)400~500万以下をおよその基準とする低所得と剥奪の密接な関連性が明らかにされている。

基準2：主観的な貧困評価の代替的な指標として、サンプルが自己を定位する社会階層(階層帰属意識)に着目した。階層帰属意識は、現在の所得水準では把握しえない個人の資産保有や生活水準、社会参加の状況を反映するとともに、ライフコースの過程である教育や社会関係の中で経験される地位達成や生活水準の変化を通して長期的に形成されるSEPの指標ともみなしうる(cf. Galobardes et al., 2006)。また、物的な剥奪のみならず、社会的地位に伴う社会階層間の心理的な格差が、死亡を含む健康の格差を導くとの考えは、近年の先進諸国における健康格差をめぐる重要な論点の1つである(Wilkinson, 1996; Marmot, 2004; 川上 他, 2006)。主観的健康感を指標として、日本を含むアジア4ヶ国における健康の社会階層間格差を検討すると、職業や所得、教育水準の個別の階層指標よりも、この階層帰属意識に基づいた社会階層の自己定位がより強く健康感と関連していた(Hanibuchi et al., 2010)。ここでは、設問「かりに現在の日本の社会全体を、以下の5つの層にわけるとすれば、あなた自身は、どれに入ると思いますか」に対して「中の下」あるいは「下」と回答した場合に、低い社会階層に定位していると判断した。

以上の2つの基準を整理すると、以下の条件を満たすサンプルを貧困状態にあると判断する。

(世帯等価所得 < 150万円/年 × 居住地域調整項)
AND (階層帰属意識 = 「中の下」 or 「下」)

JGSS累積データ2000-2003においては、この基準を満たすサンプルは、全体の6.1%(抽出率を補正する重みづけした値)であった。

2.2.2 地理的剥奪指標のウェイト構成

JGSSマイクロデータにおいて利用可能であり、かつ2005年の国勢調査資料と対応づけが可能と考えられた剥奪関連のセンサス指標として、先行する地理的剥奪指標および日本における貧困研究を参考に、世帯類型(「高齢夫婦世帯」「単身高齢世帯」「母子世帯」)、住居(「賃貸住宅居住世帯」)、労働・職業(「事務」「販売・サービス」「農業」「ブルーカラー」「失業」)の領域に関する各指標を利用することにした。世帯類型は日本社会において、貧困に陥りやすい類型とされているものとはほぼ対応するが(橘木・浦川, 2006; 阿部, 2006)、非高齢の単身者については、地理的剥奪指標を作成した際に、大学周辺など著しく単独世帯の割合が高い地域で不自然に高い剥奪水準が推定されるのを避けるために、ここでは除外している。

また、世帯主の不安定な就労状況と失職が貧困と強く関連すると確認されているが(橘木・浦川, 2006; 阿部, 2006)、国勢調査の指標では世帯主に関して集計された地理的統計が入手し難い問題がある。ここではJGSSサンプルの情報から、失業状態を含めた職種カテゴリーを世帯の社

会階層の指標として特定し、便宜的に各地区において全労働力人口の職業構成(失業を含む)によって地理的な指標と結びつけることにした。ここでは、被調査者の職業を、世帯を代表する職業カテゴリ(失業カテゴリを含む)としたが、被調査者が非労働力人口に属す場合には、その配偶者の職業を用いた。ただし、被調査者が60歳以上で非労働力である場合(配偶者がいる場合、配偶者も60歳以上で働いていない場合)には、従前の職業を、世帯の職業カテゴリとした。これらの操作で職業カテゴリが付与できないサンプル(学生など)は、分析から除外している。

これまでも、相対的に低い所得・教育水準にあると考えられる低位の職業階層のセンサス指標は、地理的剥奪指標を構成する指標として利用されてきたが(例えば、Carstairs index)、日本の国勢調査で利用される標準職業分類は社会階層の分類を目的に設定されていない問題もある。そのため、職業カテゴリから先験的に特定のカテゴリを低位の職業階層とみなすことは困難であったので、参照カテゴリとしてここに含まれていない上層ホワイトカラー層である専門技術・管理的職業カテゴリに比して、どの程度貧困な状態にありやすいのかは、各職業カテゴリ別に推定することにした。ただし、国勢調査の指標と対応づけるために、著者の判断によりJGSSの職業カテゴリを標準職業分類に従うカテゴリに再分類した。

JGSS ミクロデータにおいて、以上の各指標に対応するダミー変数を用意し(例えば、「高齢夫婦世帯」ダミー変数は、サンプル世帯が高齢夫婦世帯に分類できる場合に1、それ以外を0)、2.2.1で定義した世帯が「貧困」(1)か否(0)かを被説明変数として予測するロジスティック回帰モデルを適用した($n=10,825$) (表2)。なお、貧困に関連する地域効果の有無を確認するために、都道府県および市町村規模3区分ダミー変数のそれぞれを投入したモデルを比較したが、AIC基準でみてモデル全体の改善は得られず、推定された係数値と有意水準にも実質的な変化はみられなかった。

Gordon (1995)に従って、この表2に示されるロジスティック回帰モデルで推定された各係数の対数変換値(オッズ比)を、地理的剥奪指標の合成に利用する変数ウェイトとした。ただし、定数は除き、5%水準で有意ではなかった事務職業のカテゴリは利用しない。結果として、市区町村*i*の地理的剥奪指標は次のような各指標へのウェイトづけによって算出される。

$$(2.2) \quad dep_i = k (3.66 \text{ 高齢夫婦世帯割合}_i + 8.73 \text{ 高齢単身世帯割合}_i + 17.31 \text{ 母子世帯割合}_i \\ + 2.37 \text{ 賃貸住宅居住世帯割合}_i + 3.40 \text{ 職業(サービス・販売)割合}_i \\ + 4.57 \text{ 職業(農業)割合}_i + 4.79 \text{ 職業(ブルーカラー)割合}_i \\ + 14.97 \text{ 職業(失業)割合}_i)$$

表2. 「貧困」世帯のロジスティック回帰分析の結果.

領域	変数	係数	SE	P値	ADI用重み exp(係数)
	定数	-5.02	0.23	< 0.01	
世帯類型	高齢者夫婦	1.30	0.14	< 0.01	3.66
	高齢者単身	2.17	0.18	< 0.01	8.73
	母子世帯	2.85	0.28	< 0.01	17.31
居住類型	賃貸住宅居住	0.86	0.12	< 0.01	2.37
	事務職	0.39	0.28	0.16	
職業類型	サービス・販売職	1.22	0.25	< 0.01	3.40
	農業	1.52	0.30	< 0.01	4.57
	ブルーカラー職	1.57	0.24	< 0.01	4.79
	失業	2.71	0.29	< 0.01	14.97

Residual deviance: 3046.4

DOF: 10815

ここで k は、適当な正の比例定数であり、Gordon (1995) は、世帯数で重みづけした dep_i 全国平均値が、全国の貧困世帯割合と一致するように求め、 dep_i を地区別の貧困世帯割合の簡易な推計値とみなしている。JGSS は世帯を単位とする抽出ではないので正確ではないが、2005 年国勢調査による市区町村別統計から、全国の貧困世帯割合を貧困サンプル率 6.1% に設定すると $k=0.0149$ となる。ただし、本研究では dep_i を地区の剥奪水準に関する相対的な指標としてのみ扱い、人口規模を考慮した地区の相対的な剥奪水準の位置として、次のように 0~1 の範囲に基準化した指標である $d\tilde{e}p_i$ を、健康の地理的格差に関する分析に用いる。

$$(2.3) \quad d\tilde{e}p_i = \sum_j p_j I(dep_j < dep_i) + p_i/2$$

$$I(dep_j < dep_i) = \begin{cases} 1 & \text{if } dep_j < dep_i \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

ここで p_i は全国人口に対する地区 i の人口比である。

2.2.3 地理的剥奪指標の分布

後述する人口動態統計資料にあわせて 1946 市区町村を単位とし、2005 年の国勢調査の地理的集計指標に基づいて算出した市区町村別剥奪指標値の分布を図 1 に示す。Q1~Q5 は、各地区群に含まれる人口がほぼ同等になるように、地理的剥奪指標の大きさに応じて作成された 5 分位地区群であり、 $d\tilde{e}p_i$ を 0 から 1 の範囲で 0.2 きざみに区分した地区群に相当する。Q1 から Q5 へ数字が大きくなるにつれ剥奪水準が高くなる。通常の投影法(ランベルト正角円錐図法)に基づく分布図(図 1 (a))では、関東から近畿地方にかけての日本中心部に剥奪水準の低い地区が、北海道・東北北部および四国・九州・沖縄地方など地理的に周辺に位置する地方で剥奪水準の高い(貧困な)地区が広がる状況を読み取れる。

ただし、同図では人口比の高い大都市圏内部の剥奪水準の地域差は、ほとんど判読しえないため、人口に比例した面積となるように市区町村の大きさを修正して投影したカルトグラムによる分布図も示した(図 1 (b))。このカルトグラムにおいては、Q1~Q5 の地区群の総面積はほぼ一致する。大都市圏中心部に位置する市区町村の面積は、その人口規模を反映して相対的に大きく拡大され、大都市圏内部に、剥奪水準の高い地区群であるインナーシティ的の地区群の存在がみとれる。その典型は、図 1 (b) に示す様に、東京都区部東部および北部、名古屋圏および大阪圏の中心部付近にみられ、カルトグラムでは、それらの人口規模の相対的な大きさが視覚的に理解できる。このインナーシティ的の地区群の周囲には、剥奪指標の水準の低い大都市圏の郊外部が広がっている。整理すると、図 1 の剥奪水準の分布図を通して、2 つの地理的格差の存在、(1) 日本全体でみた中心部と周辺部、(2) 大都市圏内部のインナーシティ部と郊外部、を認めることができる。なお、カルトグラムの作成には Gastner and Newman (2004) による熱拡散アナロジーに基づいたアルゴリズムを利用した。

3. がん死亡リスク分布の推計

3.1 階層ベイズモデルによる空間的平滑化モデル

本研究では、死亡水準の地域的な比較に、標準化死亡比(SMR)を利用する。

$$(3.1) \quad smr_{c,i} = o_{c,i}/e_{c,i} = o_{c,i} / \sum_k \{r_{c,k} \cdot d_{i,k}\}$$

ここで $smr_{c,i}$ 、 $o_{c,i}$ 、 $e_{c,i}$ はそれぞれ死因 c 地区 i の SMR、観測死亡数、期待死亡数である。期待死亡数は各 5 歳階級別の地区人口 $d_{i,k}$ に当該年齢階級の参照死亡率 $r_{c,k}$ を乗じた値を、全

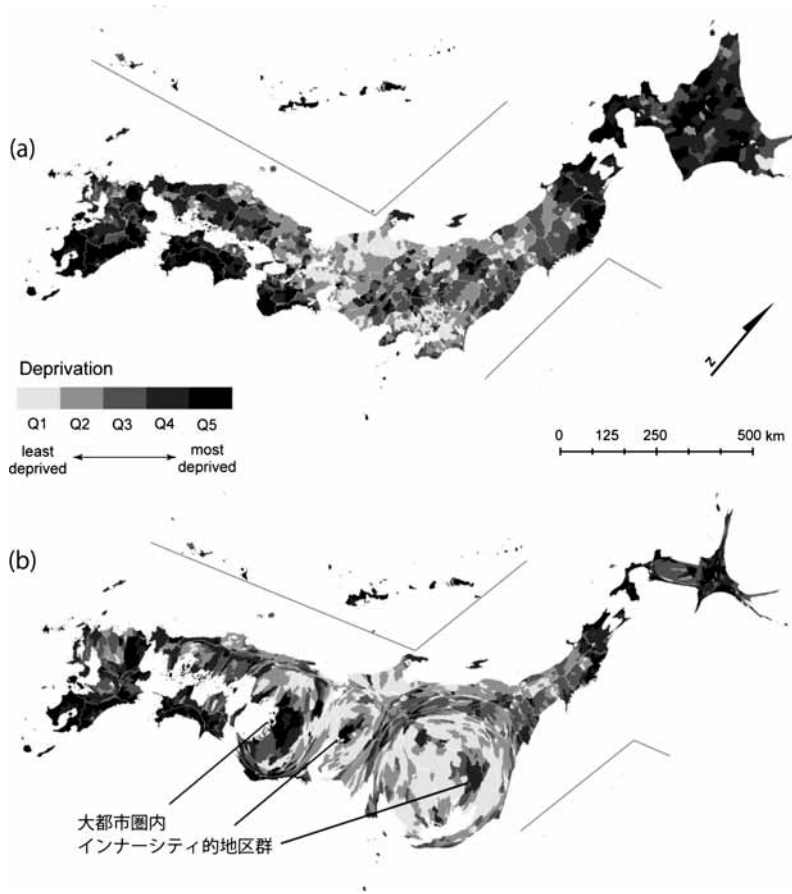


図 1. 地理的剥奪指標の分布. (a) ランベスト正角円錐図法による分布図. (b) カルトグラムによる分布図.

年齢にわたって合計した値である. ただし, 本研究では $r_{c,k}$ は, 死因 c の年齢階級 k に関する死亡率全国値である. この SMR は地区人口の年齢構成を間接的に調整した死亡率の指標であり, 値が 1 よりも高ければ, 死亡率の水準は全国値よりも高く, 1 よりも低ければ全国値よりも低い死亡率の水準とみなせる. なお, 以下では, 簡略化のために, 死因を示す添字 c を省略し, $smr_i = o_i/e_i$ のように記述する.

死亡を地区の相対リスク μ_i に基づいて独立に発生するイベントとみなせば, 観測される死亡数の分布は, $\mu_i e_i$ を期待値とするポアソン分布で記述される.

$$(3.2) \quad o_i \sim \text{Poisson}(\mu_i e_i)$$

このモデルの尤度を最大化する相対リスク μ_i の推定量は, 観測される SMR 値と一致する.

$$(3.3) \quad \hat{\mu}_i = o_i/e_i$$

しかし, $\mu_i e_i$ が小さいほど, 偶発的な変動により $\hat{\mu}_i$ は大きく変動するため, 小規模な地理的単位を基礎に SMR 分布図を描く場合には, 集計単位に含まれるサンプル数の少なさに起因し

て、指標値が統計的に不安定化する少数問題を考慮せねばならない。地区別の観測される指標値の統計的な安定化は、集計する地区単位を大きくする操作でも達成しえるが、詳細な地区単位で観測しえる意味ある分布パターンを見失う恐れもある(大久保 他, 1977; Nakaya, 2000)。

これに対して、分析単位を変更せずに地理的な指標値の信頼できる分布推定のために、各地区周辺の相対リスク分布の情報を考慮する空間的平滑化の諸モデルが提案されてきた(Lawson, 2008)。当該の技法が扱う問題は、ノイズを含む画像から意味のあるパターンを復元する問題と同等であるが、疾病地図においては地区人口の規模に応じて、死亡率の観測値の信頼性が異なり、いわばノイズの大きさが地理的に変動する点に特徴がある。このような地区人口の地理的変動を考慮した代表的な疾病地図モデルである BYM (Besag, York and Mollie) モデルは、以下に示すように階層ポアソン回帰モデルの形式をとる(Besag et al., 1991)。

まず、地区 i の相対リスク μ_i が、全体の平均的水準に対応する定数項 α と、2つのランダム効果によって構成されると考える。 u_i は空間的に構造化されたランダム効果(以下、空間的なランダム効果)、 v_i は空間的に独立したランダム効果であり、それぞれは相対リスク分布の地理的に連続する変動成分と地理的に独立した変動成分に相当する。

$$(3.4) \quad \begin{aligned} o_i &\sim \text{Poisson}(\mu_i e_i) \\ \log \mu_i &= \alpha + u_i + v_i \end{aligned}$$

ランダム効果の項は、次のような正規分布にそれぞれ従う形式で定式化する。 w_{ij} は地区 i と j の近さを示す空間ウェイトであり、 u_i には利用される頻度の高い当該成分の近傍の平均値を期待値とする条件付き自己相関の事前分布関数モデル(CAR: conditional autoregressive prior)を利用する。

$$(3.5) \quad u_i | u_{j \neq i} \sim N\left(\frac{\sum_{j \neq i} w_{ij} u_j}{\sum_{j \neq i} w_{ij}}, \frac{1}{\sum_{j \neq i} w_{ij}} \sigma_u^2\right), v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$$

σ_u^2, σ_v^2 は、それぞれのランダム効果項の分散パラメーターであり過分散性を反映するとともに、相対リスク分布が空間的に連続する傾向を強く有するほど σ_u^2 が大きくなる。

このような複雑な階層モデルでは、経験的なデータに基づいてパラメーターの推定値を解析的に得ることは困難である。そのため、推計すべき各パラメーターがとりうる値について事前分布を仮定した上で、マルコフ連鎖モンテカルロ法(MCMC)による計算集約的なシミュレーションを利用し、パラメーターの推定値に関する分布(事後分布)を得るフルベイズの方法を用いるのが便利である。パラメーターのとりうる分布は通常明らかでないため、このようなパラメーター値に関する先験的な知識の乏しさを反映する、分散の大きな事前分布を無情報事前分布として与える。Lawson et al. (2003, p. 125)を参考に、係数 α については一様分布を、 σ_u^2, σ_v^2 それぞれには逆ガンマ分布 $\Gamma^{-1}(0.5, 0.0005)$ を無情報事前分布として仮定した。疾病地図には、BYM モデルによる相対リスク μ_i の事後分布平均を、SMR データの平滑化値として用いる。このBYM モデルは、疾病地図のモデルとして、その有用性がよく知られている基本的なモデルである(Lawson et al., 2000)。プログラム等の実行の詳細については、Lawson et al. (2003)などを参照されたい。

3.2 がん死亡分布の視覚化

BYM モデルの計算にあたっては、Winbugs 1.4 を利用し、180,000 回の burn-in の後、20,000 回のサンプリングを経て事後分布の推定値を得た。空間ウェイトは1次の隣接性ウェイトを利用し、点ないし線分を共有する地区間ではウェイト値1、それ以外の組み合わせではウェイト値0を与えた。島嶼部については、主要航路を参考に隣接性を定義した。

図2はSMR観測値の分布を、図3はBYMモデルによるSMRの空間平滑化値の分布をそ

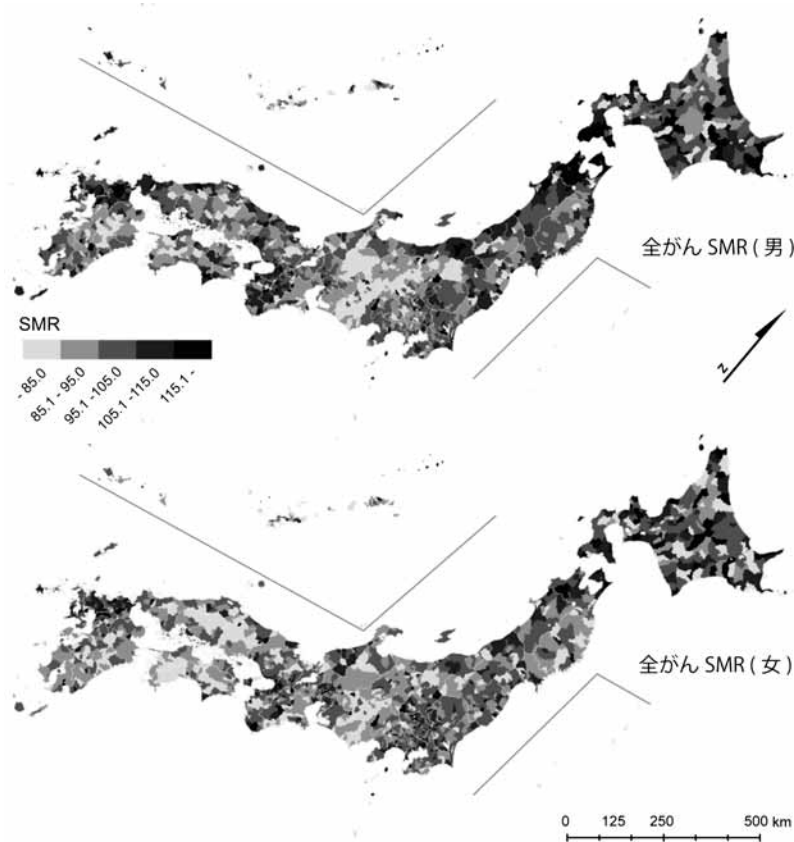


図 2. 市区町村別全がん SMR (観察値).

それぞれ示したものである。両者の比較を通して、全体的な SMR 値の高低が明瞭に識別できるように平滑化されていることが分かる。また、図 3 には、地理的剥奪指標の分布図(図 1)と同様に、人口規模を面積に反映するカルトグラムを基図とした、SMR (空間平滑化値) 分布図を示してある。通常の投影法では人口密度が高い地域の健康格差がほとんど判読しえず、とりわけ大都市圏内に潜む健康格差が無視されやすくなる。こうした疾病地図の読図において生じる認知的なバイアスを避け、人口規模の分布とあわせて健康水準の地理的格差を把握できる手法として、カルトグラムに基づく疾病地図は、健康の社会格差に関する読図により適した地理的視覚化の方法と考えられる(中谷, 2011; Nakaya, 2010)。図 3 (b) のカルトグラムの分布によれば、北海道・東北地方や九州地方および大都市圏内部のインナーシティ部の剥奪水準の高い地区群に、全がん SMR の高い地区群を認めることができ、SMR と剥奪水準の分布には一定の相関関係を判読しえる。ただし、女性の全がん SMR は、男性のそれに比べて、大都市圏部で全体的に高い傾向にある。図 4 は、地理的剥奪指標 ($dēp_i$) と平滑化した全がん SMR の相関を示すものであり、男性の SMR の方でより明確な剥奪水準との相関と勾配を確認できる。

図 5 には、各部位別の平滑化した SMR 分布について、その一部を示した。同図からは高死亡リスク地域群が特徴的に部位別で異なっている点を確認でき、例えば、白血病の高 SMR 地

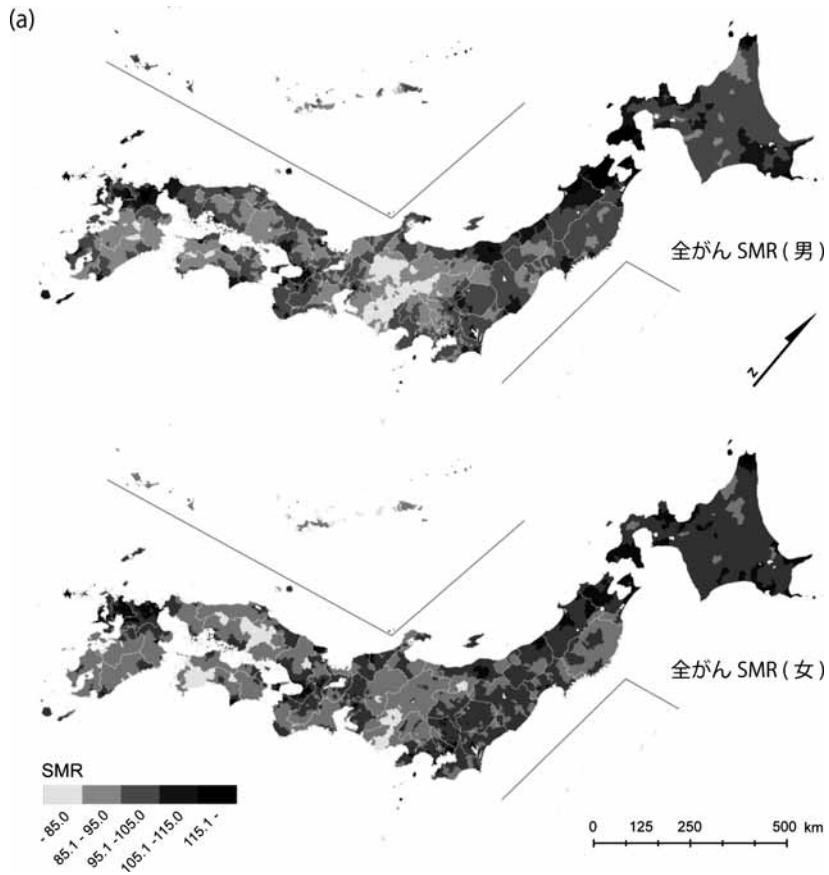


図 3. 市区町村別全がん SMR (空間的平滑化値). (a) ランベスト正角円錐図法による分布図.
(b) カルトグラムによる分布図.

区は九州地方全体にわたって集中的に分布している. このような分布の「地域性」は, 格差指標の推定に際して注意すべき空間的特性となる. 同時に, 多くの部位別死亡において, 大都市圏内部の剥奪水準の高い地域に高死亡リスクが重なる傾向も共通して確認できる.

4. 死亡リスク分布の格差指標モデル

4.1 格差指標の基本モデル

4.1.1 相対的格差指標 RII

既に本稿の導入部で議論したように, 健康の相対的格差は SEP 尺度の高低に対応して生じる健康指標の変化によって計測される. この理念に従う健康格差の指標として相対的格差指標 RII (relative index of inequality) がよく利用されている. RII の式には複数のバリエーションがあるが, ここでは Mackenbach and Kunst (1997) による定義に基づく. ただし, 地理的な SEP として利用する $d\tilde{e}p_i$ は値が大きいほど剥奪の水準が高い (SEP が低い) 点で, RII の式は一部符号や式が入れ替わっている場合がある. RII では, 図 4 のように x 軸に $d\tilde{e}p_i$, y 軸に SMR

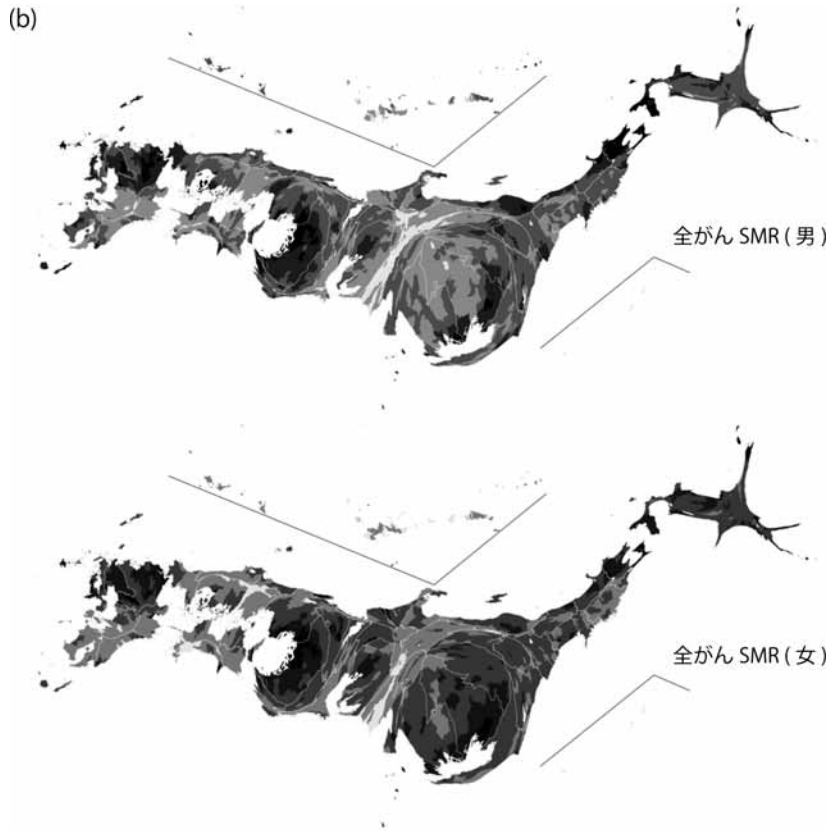


図 3. (続き)

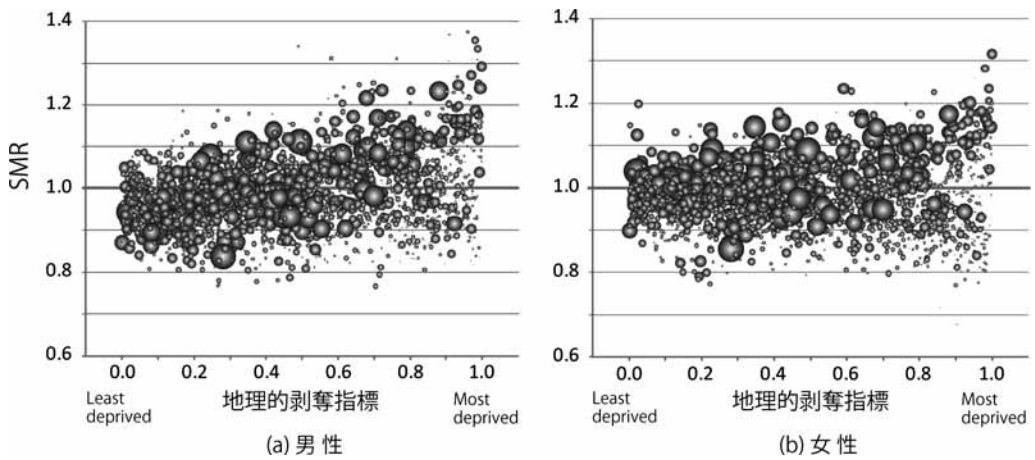


図 4. 市区町村別全がん SMR (空間的平滑化値) と地理的剥奪水準のバブルプロット. 円の面積は市区町村の人口に比例.

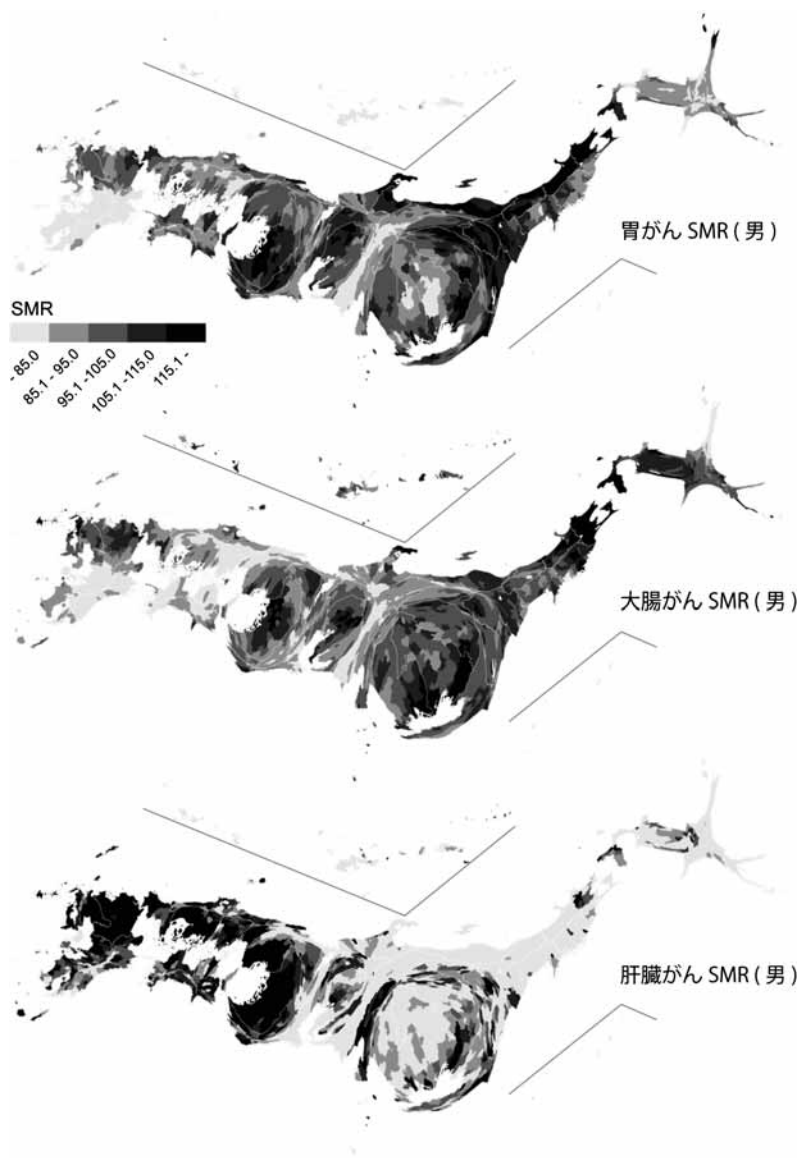


図 5. 部位別 SMR (空間的平滑化値).

をプロットした散布図において、単回帰直線をあてはめる問題を考える.

$$(4.1) \quad smr_i = \gamma + \delta \cdot d\tilde{e}p_i + \varepsilon_i$$

ここで RII は $(\gamma + \delta)/\gamma$ で定義される. $d\tilde{e}p_i$ は相対的な位置を示す指標として $0 \sim 1$ に基準化されている点をふまえると, RII は, $d\tilde{e}p_i$ が 1 に位置する最も剥奪水準の高い地区(群)の SMR が, $d\tilde{e}p_i$ が 0 に位置する最も剥奪水準の低い地区(群)の SMR の何倍となるのかを示す指標と理解できる.

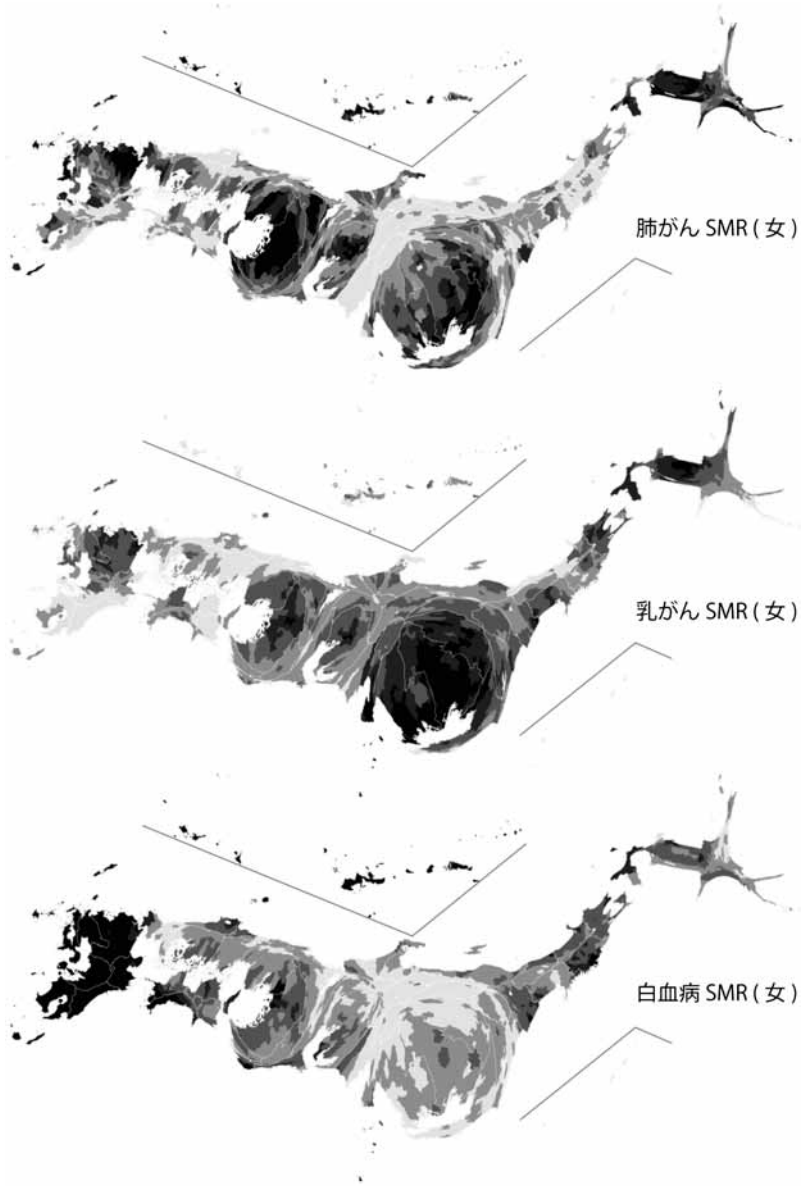


図 5. (続き)

ただし、SMR のデータでは、ポアソン回帰で同等な指標を定義することが自然である (Hayes and Berry, 2002).

$$(4.2) \quad \begin{aligned} o_i &\sim \text{Poisson}(\mu_i e_i) \\ \log \mu_i &= \alpha + \beta \cdot d\tilde{e}p_i \end{aligned}$$

ここで、ポアソン回帰による RII は、次のように示せる。

$$(4.3) \quad RII = \exp(\alpha + \beta) / \exp(\alpha) = \exp(\beta)$$

4.1.2 地理的剥奪指標 N 分位地区群による死亡リスク相対比

RII より抽象度の低い格差の確認方法として、地理的剥奪指標の大きさに基づいて人口を N 群に分割化した N 分位地区群(地理的剥奪指標 N 分位地区群)をとり、各群の SMR を比較する方法もよく利用される。 RII では、地理的な剥奪の水準である $d\tilde{e}p_i$ と \log SMR に線形の関係を仮定するが、その確認のために利用することもできる。通常、 N は 4~10 程度の範囲にあり、 $N=5$ すなわち 5 分位 quintile の区分を利用することが多い。

ここで、 S_{Q_j} を地区群 Q_j (剥奪指標による第 j 分位グループ)の集合とすると、各地理的剥奪指標 N 分位地区群の SMR は、次のように計算される。

$$(4.4) \quad smr_{Q_j} = \frac{\sum_{k \in S_{Q_j}} o_k}{\sum_{k \in S_{Q_j}} e_k}$$

これは、地区 i が各地区群に含まれるか否かを示すダミー変数 $x_{i,j}$ を用いて地区 i の相対リスクをモデル化するポアソン回帰モデルを考えると、

$$(4.5) \quad \begin{aligned} \log \mu_i &= \sum_j \beta_j x_{i,j} \\ x_{i,j} &= \begin{cases} 1 & i \in S_{Q_j} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \end{aligned}$$

smr_{Q_j} は各地区群の相対リスクに対応する $\exp(\hat{\beta}_j)$ の最尤推定値として導かれる。ここで、 Q_1 (第 1 N 分位: 最も地理的剥奪の程度が低い地区群)の死亡リスク (SMR) を基準に、 Q_j の死亡リスク (SMR) の大きさを評価する死亡リスク相対比 $RR_{1,j}$ を次のように定義する。

$$(4.6) \quad RR_{1,j} = smr_{Q_j} / smr_{Q_1}$$

全体の格差を評価する指標としては、 Q_1 と Q_N (最も地理的剥奪の程度が高い地区群)の SMR を比較する $RR_{1,N}$ を利用すればよい。

一見すると、 $N=5$ (人口 5 分位)程度であれば、多くの主要部位別がん死亡において、各地理的剥奪指標 N 分位地区群の合計死亡数は十分多く、 RR は単純だが直感的で頑健な格差指標のように思われるが、次に議論するように、この指標推定には空間統計学上の問題を指摘できる。

4.2 空間的階層ベイズモデルによる拡張

ここで、先の疾病地図のための空間的平滑化に関する議論でみた、単純なポアソン(回帰)モデル(3.2)と、空間的に構造化された未知の地理的変動成分を持つ BYM モデル(3.4)の関係に従って、格差指標の推定モデルは次のように拡張できる。

RII については、BYM モデルに地理的剥奪水準の指標を追加した、空間的階層ベイズ・ポアソン回帰モデル

$$(4.7) \quad \log \mu_i = \alpha + \beta \cdot d\tilde{e}p_i + u_i + v_i$$

によって推定される係数 β を(4.3)に代入して算出することで、空間的なランダム効果を考慮した $RII^{spatial}$ が得られる。区別するために、通常の(空間的なランダム効果を考慮しない)ポアソン回帰によって推定されたものを、 RII^{non-sp} と示すことにする。

死亡リスク相対比 $RR_{1,j}$ については、同様に BYM モデルにおいて、死亡の相対リスクを規定する階層に、地理的剥奪指標 N 分位地区群別のダミー変数を説明変数として含める。

$$(4.8) \quad \log \mu_i = \sum_j \beta_j x_{i,j} + u_i + v_i$$

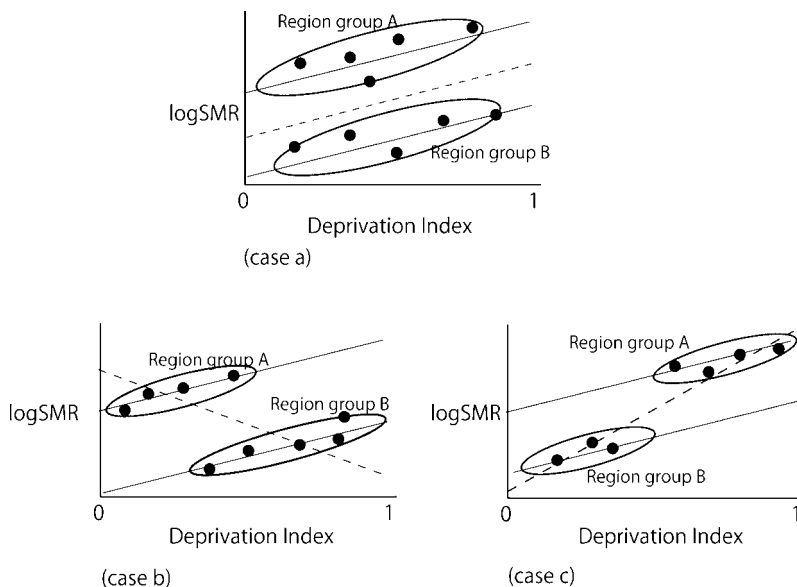


図 6. 相対的格差指標の推定問題における地域効果.

この空間的ランダム効果を考慮した階層ベイズ・ポアソン回帰モデルに基づく RR は次のように得られる.

$$(4.9) \quad RR_{1,j}^{spatial} = \exp(\hat{\beta}_j) / \exp(\hat{\beta}_1)$$

ここでも、区別のために(4.6)で示される(空間的なランダム効果を考慮しない)SMR 相対比を、以下では RR^{non-sp} と記述する.

これら階層モデルによって得られる格差指標では、地理的な剥奪水準では説明されない死亡リスク水準の地理的なトレンドが、空間的なランダム効果によって調整される点が重要である. このような調整によって格差指標に差が生じる状況は、いわゆる集計問題と対応して、次のように整理できる.

図 6 は、剥奪水準-logSMR 関係に線形性が仮定できる場合について、地域的な死亡リスク水準の違いが傾向線の傾き、すなわち RII の推定に及ぼす影響を例示するものである. 図 6 (a) ~ (c) はいずれも、リスク水準の異なる 2 つの地区群のそれぞれにおいて、剥奪水準-logSMR 関係の「傾き」(黒線)は同じである. (a) では、2 つの地区群で剥奪の水準は同程度に散らばり、個別地域と全体での傾きは同じであるが、(b) では、全体的に剥奪水準の低い地区群において SMR 水準が高いために、全体的な傾き(点線)は右下がりになり、あたかも剥奪水準が高いほど死亡リスクが低くなる傾向を導く. また、逆に(c)図のようなケースでは、全体的に剥奪水準の高い地区群において SMR 水準が高いために、全データにあてはめられる「傾き」(点線)はより急になる. すなわち、地理的な剥奪水準とは無関係な社会的背景や歴史的経緯をもって、がん死亡の水準が、特定地区群で全体的に高く(あるいは低く)なる傾向があり、こうした地区群が剥奪水準の高低のどちらかに偏ると、個別地域と全体の「傾き」には実質的なずれが生じる.

そのため、空間的なランダム効果の導入によって、このような剥奪水準の分布によって説明されない死亡リスクの「地域性」を統計的に調整した上で、格差指標の推定が可能になるもの

と考えられる。実際には、空間的なランダム効果は、ここで問題とする地域性を地理的に連続して変化する傾向として捉えるため、図6に示すような異なった死亡リスク水準をもつ地区群を明確に識別するわけではないが、通常のマルチレベル・モデルのように事前に地区群を確定しておく必要がない点で、運用上の利便性に優れている。なお、階層ベイズモデルの枠組みを利用して、異なるリスク水準を持つ空間的にまとまった地区群を推定する「地域区分」モデルも Hegarty et al. (2010)によって提案されており、疾病地図に関しては、これまでに利用されてきた空間的なランダム効果を持つモデルと類似した結果を導く点が、アイルランドのがん登録資料を通して確認されている。

4.3 日本のがん死亡の格差

表3は、通常のポアソン回帰によって推定された RII^{non-sp} と、空間的なランダム効果を持つ階層ベイズ・ポアソン回帰モデルによって推定された $RII^{spatial}$ とを比較したものである。まず、 RII^{non-sp} をみると、全死因および全がんをはじめとして、多くの部位別がん死亡において指標値は1.0を上回っており、全体としてみれば、本研究で提案した地理的剥奪指標に基づく剥奪水準が高い地区ほど死亡率が高い傾向が認められる。5分位別の相対リスク比 RR^{non-sp} の結果(図7)をみても、男女とも全死因・全がんの死亡では、剥奪水準の高い地域ほどSMRが単調に上昇しており、 RII における線形性の仮定は妥当のようである。格差が大きく示されているのは、男女とも肝臓がんと白血病であり、 RII^{non-sp} は1.4から1.6の水準に及んでいる。

これらに対し、 RII^{non-sp} によると、男性の胃がんでは剥奪水準との関係は認められず、女性の胃がん、大腸がん、乳がんにおいては、指標値は1.0を下回り、剥奪水準が高い地域ほど、死亡率が低い傾向が有意となっている。相対リスク比 RR^{non-sp} (図7)によれば、これらのがん死亡では、剥奪水準とSMRの水準に一貫した関係が認められず、剥奪水準の最も高い地区群でSMRが最も低くなっている点を確認できる。

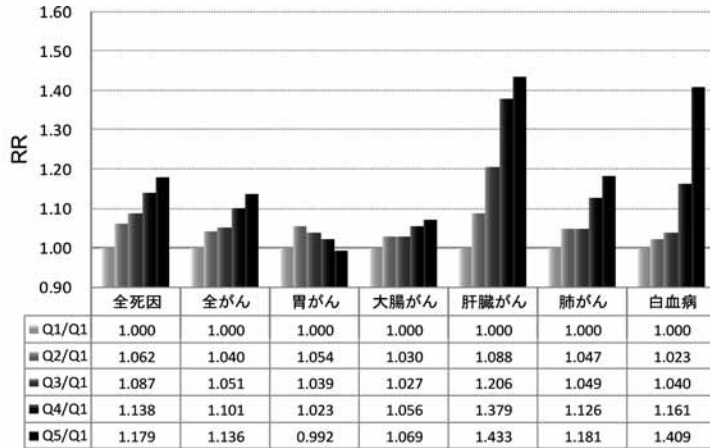
大腸がんや乳がんなど、特定の部位については、社会経済的地位が高い人口集団で罹患率・死亡率が高くなる傾向が、これまで日本以外でも確認されてきた(Faggiano et al., 1997)。また、ドイツのブレーメン市を対象とした研究でも、乳がんについてみれば、剥奪水準の高い地区ほど罹患・死亡率はともに高かった(Eberle et al., 2010)。ただし、このドイツの事例は、地理的な範囲が狭く、また相対リスク比の計算において、空間的な効果を考慮したモデルは利用され

表3. RII 推定結果の比較.

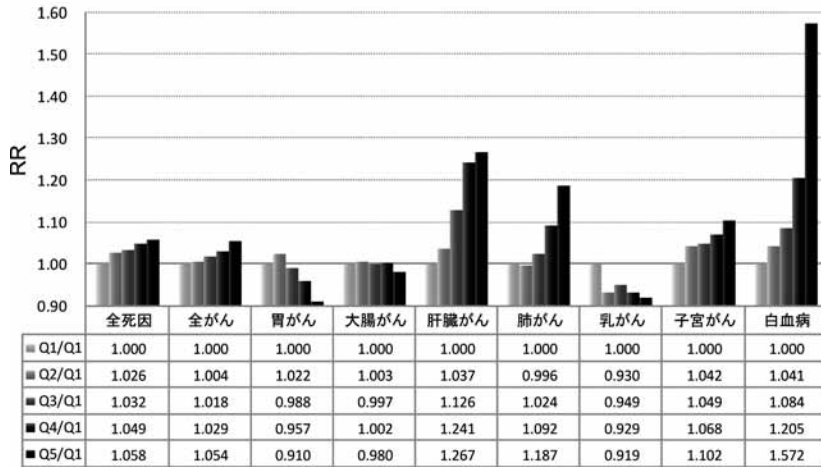
		95% CI*1		95% CI*2		$RII^{spatial} - RII^{non-sp}$
		RII^{non-sp}	(下限 , 上限)	$RII^{spatial}$	(下限 , 上限)	
男性	全死因	1.23	(1.21 , 1.24)	1.19	(1.17 , 1.22)	-0.04
	全がん	1.17	(1.16 , 1.19)	1.14	(1.12 , 1.16)	-0.03
	胃がん	1.00	(0.97 , 1.03)	1.10	(1.05 , 1.15)	0.11
	大腸がん	1.09	(1.05 , 1.12)	1.20	(1.13 , 1.26)	0.12
	肝臓がん	1.65	(1.57 , 1.75)	1.24	(1.15 , 1.32)	-0.41
	肺がん	1.23	(1.20 , 1.26)	1.15	(1.10 , 1.18)	-0.08
	白血病	1.46	(1.37 , 1.56)	1.08	(1.00 , 1.17)	-0.38
女性	全死因	1.07	(1.06 , 1.09)	1.11	(1.09 , 1.12)	0.03
	全がん	1.07	(1.05 , 1.09)	1.11	(1.09 , 1.13)	0.04
	胃がん	0.89	(0.86 , 0.93)	1.03	(0.97 , 1.08)	0.14
	大腸がん	0.99	(0.95 , 1.02)	1.10	(1.04 , 1.15)	0.12
	肝臓がん	1.42	(1.33 , 1.51)	1.16	(1.04 , 1.26)	-0.26
	肺がん	1.24	(1.20 , 1.29)	1.22	(1.14 , 1.29)	-0.02
	白血病	1.66	(1.54 , 1.79)	1.11	(1.02 , 1.20)	-0.55
	乳がん	0.92	(0.88 , 0.95)	1.07	(1.00 , 1.13)	0.15
	子宮がん	1.12	(1.06 , 1.17)	1.22	(1.14 , 1.31)	0.11

*1 擬似尤度法により調整された信頼区間

*2 ベイズ信用区間



(a)男性



(b)女性

図 7. 死亡リスク相対比(観察値).

ていない。結果の比較に際して、推定値を得る際に利用した統計モデルとの関係は留意すべき点である。

そこで表 3 に戻り、BYM モデルによって空間ランダム効果を考慮した $RII^{spatial}$ をみると、女性の胃がんについては明らかに有意ではないものの、全ての指標値の推定値(事後分布平均)は正の値を示し、剥奪水準が高くなるほど死亡率が高くなる傾向はより多くの部位において一貫して確認されるようになる。 $RII^{spatial}$ によってみられる格差の大きいがん死亡は、男性の大腸がんと肝臓がん、女性の肺がんと子宮がんであり、それぞれ指標値は 1.2 を超えている。

RII^{non-sp} と比較して $RII^{spatial}$ で傾向が反転する男性の胃がんについて分布図(図 5)を確認すると、日本海側において広域にわたり高 SMR 地区が連続する地域性が認められる。その一方、大都市圏内部においては、インナーシティ部の剥奪水準の高い地区(例えば、東京都の東

部)で胃がんのSMRが高くなる明確な対応関係が認められ、先の胃がん死亡リスク水準の地理的なトレンドが調整されることで、全体として剥奪指標と死亡リスクの正の相関関係が強く反映されるようになったものと考えられる(図6(b)のケース)。

逆に、 RII^{non-sp} で大きな死亡リスクの格差を示した、肝臓がんと白血病について $RII^{spatial}$ の値をみると格差の程度は大きく減少している。肝臓がん、白血病については、それぞれB型・C型肝炎ウイルスと成人T細胞白血病ウイルス(HTLV-1)由来のがん罹患・死亡が多いものと想定され、それらは過去のウイルス伝播の経緯により、肝臓がんであれば瀬戸内海を中心とする西日本、白血病については九州一円を中心に広がる地域性が形成されてきたと考えられる。当該の地方は全体的に剥奪水準が高く、結果としてこの地域性が、空間的なランダム効果として一定調整され、地方間のような大きな地理的スケールでの格差を反映した見掛け上の格差が取り除かれたものと思われる(図6(c)のケース)。ただし、男性の白血病を除くと、肝臓がん、白血病には1.1~1.2程度の有意な格差が依然として確認される。

同じくBYMモデルを利用した5分位別の相対リスク比の分布(図8)をみると、既に $RII^{spatial}$ で確認された傾向を再確認するにすぎないが、一部単調な関係が乱れてはいるものの、地理的な剥奪の水準が高い地域群で地域人口の死亡率が高くなる傾向が、ほとんどのがんの主要部位別死亡率において改めて確認される。

5. 結論

本稿では、市区町村別の統計資料に基づいて、がん死亡の社会経済的格差を評価するための地理的剥奪指標および空間疫学モデル(BYMモデル)に基づいた格差指標の推定方法について整理し、2003-2007年の期間で集計されたデータに基づく、がん死亡SMR分布の地理的視覚化と格差指標の推定結果を示した。本稿で得られた成果と課題は次のように整理できる。

5.1 がん死亡の地理的格差

近年(2003-2007年)における主要死因別にみたがん死亡の多くにおいて、BYMモデルによる格差指標により、剥奪水準の高い(貧困がより集中する)地域で死亡率が高くなる、社会経済的な地理的格差の存在が確認された。すなわち、がんの死亡の地域差は社会的な地域間格差を反映していると考えられた。カルトグラムを利用したSMRの空間分布を観察すると、剥奪水準が高い地方圏の特定地域とともに、大都市圏内部のインナーシティ部で死亡の相対リスクが上昇している傾向が、視覚的にも多くの部位で確認される。とくに社会経済的格差が大きいと推定されたがん死亡は、男性の大腸がん、肝臓がん、女性の肺がん、子宮がんであり、剥奪水準の最も高い地区群では、最も低い地区群にくらべ、20~24%の死亡率の超過が認められた。

これまでにも、がん罹患リスクを高める環境への暴露、保健行動、治療機会へのアクセスなど、がん死亡あるいはがん医療に関する社会経済的な格差要因が指摘されているが、がん死亡の格差そのものは、がんの診断、罹患、治療成績(予後)の各断面に関する格差の累積的な結果であり、それぞれの指標の格差に関する検討を通して、社会経済的ながん死亡の格差が生じるプロセスとその対策を考えていく必要がある。この点においては、死亡以外の各種の指標の検討を可能とするがん登録を利用した地理的な分析が有効と考えられる(Ueda et al., 2005, 2006)。ただし、がん診断後の生存率に関する社会経済的格差について展望した Woods et al. (2006)では、早期診断の割合にみられる格差の重要性を確認しつつも、生存率の格差全体の説明には不十分であると指摘しており、がんに関する幅広い社会疫学的な検討の必要性が伺える。

いずれにせよ、国レベルのがん登録が未整備であることもあり、市区町村を単位とする人口動態統計の死亡統計は、国勢調査などの社会統計とあわせて、全国的な死亡の格差を長期的に把握しうる貴重な資料である(Fukuda et al., 2005)。がん死亡の社会経済的な格差に関する今

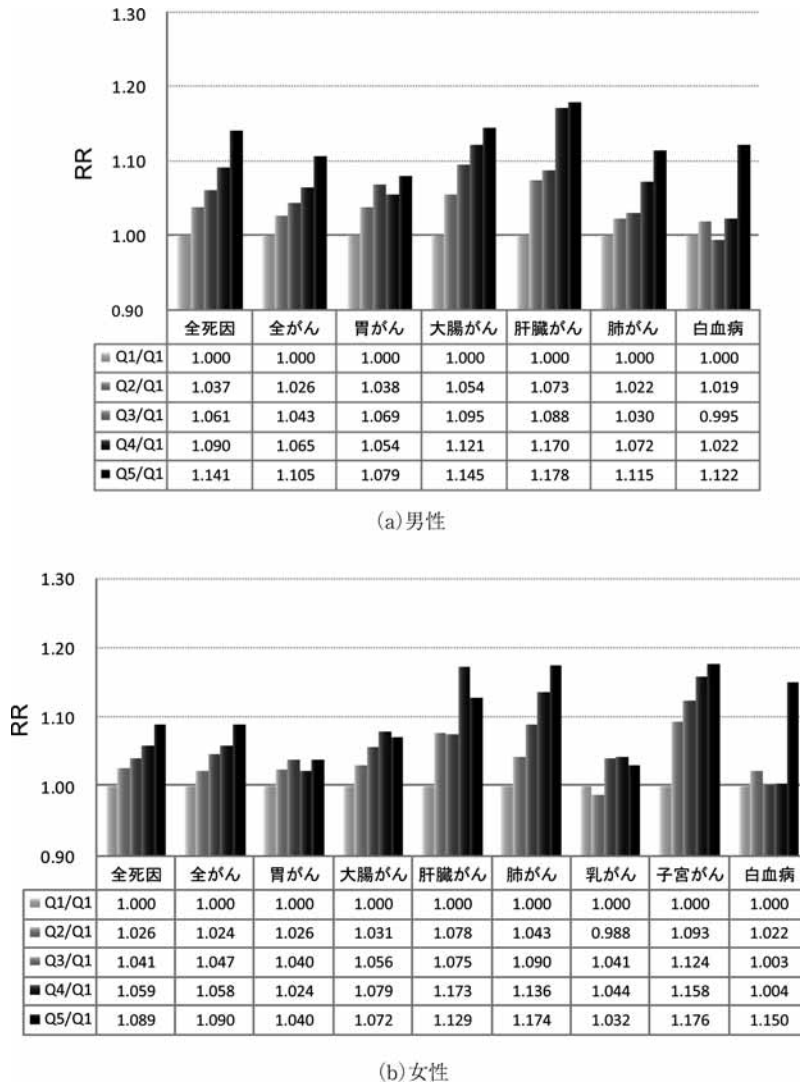


図 8. 死亡リスク相対比 (BYM モデルによる推定値).

後の継続的な利用や詳細な分析のために、年齢階層別の期間別資料など充実したがん死亡の地理統計資料の整備と公開が望まれる。

5.2 日本社会における地理的剥奪指標

地理的な格差指標の計測に必要な地理的な SEP 指標として、本稿では世帯の低所得水準と低い社会階層への帰属意識を持つ集団を貧困人口と捉え、その構成を反映する市区町村別の地理的剥奪指標を提案した。この指標を構成する国勢調査の各指標の重要度を、貧困研究で主流である貧困に関するマイクロデータ解析の結果に基づいて決定する方法を採用している点が特徴的である。

ただし、本研究の地理的剥奪指標では、貧困の計測を目的としたマイクロデータを利用しておらず、またマイクロデータと国勢調査統計での対応づけに制約も多いことから、貧困の定義を含めて課題も多く残されている。とくに、社会調査資料と国勢調査などの地理統計とのデータリンケージに関しては2つの課題を指摘できる。第1に国勢調査の指標との対応づけが可能となるような、共通の指標を持つことを前提とした貧困調査が望ましい。例えば、職業分類や世帯類型などで国勢調査との対応づけが可能となるような設問の設定を伴う調査である。第2に、国勢調査の地理的集計データのあり方についても再考を要する。とくに、貧困の計測においては、世帯を単位とした分析が多くなされるが、日本の国勢調査資料では世帯を単位とする社会経済的地位の指標が利用し難い。世帯主の失業や就業形態は貧困を規定する重要な要因であるが、これを反映した地理的指標を考える場合には、世帯主の失業についての市区町村別の集計表が必要となる。こうした地理統計の集計が難しい場合には、利用可能なクロス集計法や地理的な位置が特定できないマイクロデータを利用して、公開されていない小地域の集計表の作成を可能とする空間的マイクロシミュレーションの利用なども検討に値しよう(中谷・花岡, 2008)。

また、地理的剥奪指標の構成については多くの可能性があり、さらには分析する地理的単位の違いによっても結果が異なることが知られている(Woods et al., 2005)。日本における地理統計を活用した健康格差研究の推進にあたっては、既に提案されている多変量解析に基づく方法(Fukuda et al., 2007; Ueda et al., 2005)や単独の指標群とともに、他の健康指標や異なる空間スケールの地理的単位において、地理的指標を用いる有効性を比較検証する体系的な研究(e.g. Krieger et al., 2002)が求められる。

5.3 がん疫学研究における空間分析の有効性

本研究では、がん死亡の格差指標を推定するにあたって、地理的剥奪指標によって説明されない死亡リスク分布の空間的な連続性(空間的な自己相関)——がん死亡リスクの「地域性」——を考慮するか否かにより、推定の結果が実質的に異なりうる点を、経験的な事例によって確認した。利用したモデルの枠組みは、疾病地図分析のモデルとして広く利用されている空間的な階層ベイジック・ポアソン回帰モデル(BYMモデル)であり、死亡リスク分布の視覚化とともに、死亡リスクの「地域性」を空間的なランダム効果によって調整した、より信頼性の高いと考えられる格差指標の推定を可能とする。

胃がん死亡の場合には、空間的なランダム効果の導入によって、格差の方向(剥奪水準との相関関係)が逆転し、過去のウィルスの伝播などの地域的な背景によって特定地方での死亡率が高くなっていると思われた。肝臓がんと白血病死亡の場合には、空間的なランダム効果の導入によって、格差の程度はより小さく見積もられる結果が示された。全体としては、地域の剥奪水準(貧困)が高いほどがん死亡率が高くなる傾向は、空間的なランダム効果の導入によって、ほぼ全ての主要部位で観察された。

本稿でも利用したような空間的なデータ分析のために開発された統計モデルは、がん罹患・死亡の地図化や格差指標推定の手法として標準的な手法の1つになっており(Borrell et al., 2010, Schootman et al., 2010; Saurina et al., 2010)、時空間的な変化の考慮など、より複雑なモデルへの展開も可能である(Lawson et al., 2003)。本研究では、地理的剥奪指標の推計基準に利用したロジスティック回帰モデルと、地理的格差指標の推定に利用したBYMモデルのどちらも、変数間の関係は地理的に一定であるとの前提にたっているが、こうした関係性そのものが地理的に変化する状況がより現実的であるかもしれない。変数間の地理的な変動を考慮する地理的可変パラメーター・モデル(Lawson et al., 2003; Nakaya et al., 2005)など、より複雑なモデルを通じた健康格差の地理的な文脈性に関する議論は、残された課題である。

これら以外にも近年においては地理情報システムの普及と相まって様々なアプローチに基づ

くがんの空間疫学分析の研究蓄積が急速に進んでいる (Boulos et al., 2010). 日本においても、がんに関する指標の地理的視覚化や格差要因の分析など、がん研究における現代的な空間疫学的解析の一層の利用と発展が期待される。

謝 辞

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて (1999–2003 年度)、東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである (研究代表：谷岡一郎・仁田道夫、代表幹事：佐藤博樹・岩井紀子、事務局長：大澤美苗)。東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター SSJ データアーカイブがデータの作成と配布を行っている。

なお、本研究の遂行には、科学研究費基盤研究 (B) (20300297) による研究費を利用した。

参 考 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.
- Bell, N., Schuurman, N. and Hayes, M. V. (2007). Using GIS-based methods of multicriteria analysis to construct socio-economic deprivation indices, *International Journal of Health Geographics*, **6**, 17.
- 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 (with discussion).
- Borrell, C., Mari-Dell'olmo, M., Serral, G., Martínez-Beneito, M., Gotsens, M. and other MEDEA Members (2010). Inequalities in mortality in small areas of eleven Spanish cities (the multi-center MEDEA project), *Health and Place*, **16** (4), 703–711.
- Boulos, D. N. K., Ghali, R. R., Ibrahim, E. M., Boulos, M. N. K. and AbdelMalik, P. (2010). An eight-year snapshot of geospatial cancer research (2002–2009): Clinic-epidemiological and methodological findings and trends, *Medical Oncology* (in press).
- Coleman, M. P., Babb, P., Sloggett, A., Quinn, M. and De Stavola, B. (2001). Socioeconomic inequalities in cancer survival in England and Wales, *Cancer*, **91** (1Suppl), 208–216.
- Davey-Smith, G., Dorling, D., Mitchell, R. and Shaw, M. (2002). Health inequalities in Britain: Continuing increases up to the end of the 20th century, *Journal of Epidemiology and Community Health*, **56**, 434–435.
- 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.
- Eberle, A., Luttmann, S., Foraita, R. and Pohlabeln, H. (2010). Socioeconomic inequalities in cancer incidence and mortality—A spatial analysis in Bremen, Germany, *Journal of Public Health*, **18**, 227–235.
- Elliott, P. and Wartenberg, D. (2004). Spatial epidemiology: Current approaches and future challenges, *Environmental Health Perspectives*, **112**, 998–1006.
- Faggiano, F., Partanen, T., Kogevinas, M. and Boffetta, P. (1997). Socioeconomic differences in cancer incidence and mortality, *Social Inequalities and Cancer* (eds. M. Kogevinas, N. Pearce, M. Susser and P. Boffetta), 65–176, International Agency for Research on Cancer, Lyon.
- 福田吉治, 今井博久 (2007). 日本における「健康格差」研究の現状, 保健医療科学, **56**(2), 56–62.
- Fukuda, Y., Nakamura, K. and Takano, T. (2005). Cause-specific mortality differences across socio-economic position of municipalities in Japan, 1973–1977 and 1993–1998: Increased importance

- of injury and suicide in inequality for ages under 75, *International Journal of Epidemiology*, **34**(1), 100–109.
- Fukuda, Y., Nakamura, K. and Takano, T. (2007). Higher mortality in areas of lower socioeconomic position measured by a single index of deprivation in Japan, *Public Health*, **121**, 163–173.
- Galobardes, B., Shaw, M., Lawlor, D. A., Davey-Smith, G. and Lynch, J. (2006). Indicators of socioeconomic position, *Methods in Social Epidemiology* (eds. J. M. Oakes and J. S. Kaufman), 47–85, Wiley, San Francisco.
- Gastner, M. and Newman, M. E. J. (2004). Diffusion-based method for producing density-equalizing maps, *Proceedings of the National Academy of Science*, **101** (20), 7499–7504.
- Gordon, D. (1995). Census based deprivation indices: Their weighting and validation, *Journal of Epidemiology and Community Health*, **49** (Suppl 2), S39–S44.
- Hanibuchi, T., Nakaya, T. and Murata, C. (2010). Socio-economic status and self-rated health in East Asia: A comparison of China, Japan, South Korea and Taiwan, *European Journal of Public Health* (in press).
- Havard, S., Deguen, S., Bodin, J., Louis, K., Laurent, O. and Bard, D. (2008). A small-area index of socioeconomic deprivation to capture health inequalities in France, *Social Science and Medicine*, **67**(12), 2007–2016.
- Hayes, L. J. and Berry, G. (2002). Sampling variability of the Kunst-Mackenbach relative index of inequality, *Journal of Epidemiology and Community Health*, **56**, 762–765.
- Hegarty, A. C., Carsin, A. E. and Comber, H. (2010). Geographical analysis of cancer incidence in Ireland: A comparison of two Bayesian spatial models, *Cancer Epidemiology, Biomarkers and Prevention*, **34**(4), 373–381.
- Jones, K. and Duncan, C. (1995). Individuals and their ecologies: Analysing the geography of chronic illness within a multilevel modelling framework, *Health and Place*, **1**, 27–40.
- 金澤誠一 (2006). 「構造改革」の下での「生活崩壊」と最低生計費、賃金と社会保障, **1421**, 4–70.
- Kawachi, I. and Berkman, L. (2003). *Neighborhoods and Health*, Oxford University Press, Oxford.
- 川上憲人, 小林廉毅, 橋本英樹 編 (2006). 『社会格差と健康—社会疫学からのアプローチ』, 東京大学出版会, 東京.
- Knox, P. and Pinch, S. (2000). *Urban Social Geography: An Introduction*, 4th ed., Pearson Education, Essex. (川口太郎, 神谷浩夫, 高野誠二 訳 (2005). 『新版 都市社会地理学』, 古今書院, 東京.)
- Krieger, N., Chen, J. T., Waterman, P. D., Soobader, M. J., Subramanian, S. V. and Carson, R. (2002). Geocoding and monitoring of US socioeconomic inequalities in mortality and cancer incidence: Does the choice of area-based measure and geographic level matter?: The Public Health Disparities Geocoding Project, *American Journal of Epidemiology*, **156**(5), 471–482.
- 倉沢 進, 浅川達人 編 (2004). 『新編 東京圏の社会地図 1975–90』, 東京大学出版会, 東京.
- Lawson, A. B. (2008). *Bayesian Disease Mapping: Hierarchical Modeling in Spatial Epidemiology*, Chapman & Hall, London.
- Lawson, A. B., Biggeri, A. B., Boehning, D., Lesaffre, E., Viel, J. F., Clark, A., Schlattmann, P. and Divino, F. (2000). Disease mapping models: An empirical evaluation. Disease Mapping Collaborative Group, *Statistics in Medicine*, **19**(17–18), 2217–2241.
- Lawson, A. B., Browne, W. J. and Rodeiro, C. L. V (2003). *Disease Mapping with WinBUGS and MLwiN*, Wiley, Chichester.
- Mackenbach, J. P. and Kunst A. E. (1997). Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: An overview of available measures illustrated with two examples from Europe, *Social Science and Medicine*, **44**(6), 757–771.
- Mackenbach, J. P., Bos, V., Andersen, O., Cardano, M., Costa, G., Harding, S., Reid, A., Hemström O., Valkonen, T. and Kunst, A. E. (2003). Widening socioeconomic inequalities in mortality

- in six Western European countries, *International Journal of Epidemiology*, **32**, 830–837.
- Marmott, M. (2004). *The Status Syndrome*, Bloomsbury Publishing, London. (鏡森定信, 橋本英樹 監訳 (2007). 『ステータス症候群』, 日本評論社, 東京.)
- Nakaya, T. (2000). An information statistical approach to the modifiable areal unit problem in incidence rate maps, *Environment and Planning A*, **32**, 91–109.
- 中谷友樹 (2008). 空間疫学と地理情報システム 保健医療科学, **57** (2), 99–106.
- Nakaya, T. (2010). ‘Geo-morphology’ of population health in Japan: Looking through the cartogram lens, *Environment and Planning A*, **42**, 2807–2808.
- 中谷友樹 (2011). 「健康な街／不健康な街」を視る — GIS を用いた小地域における地理的健康格差の視覚化 —, 日本循環器病予防学会誌, **46**, 38–55.
- 中谷友樹, 花岡和聖 (2008). ジオシミュレーションと空間的マイクロシミュレーション, 『GIS の理論』 (村山祐司, 柴崎亮介 編), 142–160, 朝倉書店, 東京.
- 中谷友樹, 谷村 晋, 二瓶直子, 堀越洋一 編著 (2004). 『保健医療のための GIS』, 古今書院, 東京.
- Nakaya, T., Fotheringham, S., Brunson, C. and Charlton, M. (2005). Geographically weighted Poisson regression for disease associative mapping, *Statistics in Medicine*, **24**, 2695–2717.
- 大久保利晃, 安達史郎, 外山敏夫 (1977). 死亡統計におけるメッシュ区分法の検討, 日本公衆衛生学会誌, **32**, 534–542, 677–686.
- Pampalon, R. and Raymond, G. (2000). A deprivation index for health and welfare planning in Quebec, *Chronic Diseases in Canada*, **21** (3), 104–113.
- Sanson-Fisher, R., Carey, M., Mackenzie, L., Hill, D., Campbell, S. and Turner, D. (2009). Reducing inequalities in cancer care, *Cancer*, **115**, 3597–3605.
- Saurina, C., Saez, M., Marcos-Gragera, R., Barceló, M. A., Renart, G. and Martos, C. (2010). Effects of deprivation on the geographical variability of larynx cancer incidence in men, Girona (Spain) 1994–2004, *Cancer Epidemiology, Biomarkers and Prevention*, **34** (2), 109–115.
- Schootman, M., Lian, M., Deshpande, A. D., Baker, E. A., Pruitt, S. L., Aft, R. and Jeffe, D. B. (2010). Temporal trends in geographic disparities in small-area breast cancer incidence and mortality, 1988 to 2005, *Cancer Epidemiology, Biomarkers and Prevention*, **19** (4), 1122–1131.
- Senior, M. (2002). Deprivation indicators, *The Census Data System* (eds. P. Rees, D. Martin and P. Williamson), 123–148, Wiley, Chichester.
- Shaw, M., Galobardes, B., Lawlor, D. A., Lynch J., Wheeler, B. and Davey-Smith, G. (2007). *The Handbook of Inequality and Socioeconomic Position: Concepts and Measures*, Policy Press, Bristol.
- 橘木俊詔, 浦川邦夫 (2006). 『日本の貧困研究』, 東京大学出版会, 東京.
- 丹後俊郎, 横山徹爾, 高橋邦彦 (2007). 『空間疫学への招待』, 朝倉書店, 東京.
- Townsend, P. (1979). *Poverty in the United Kingdom*, Allan Lane, London.
- Townsend, P., Phillimore, P. and Beattie, A. (1988). *Health and Deprivation: Inequality and the North*, Croom Helm, London.
- Townsend, P., Davidson, N. and Whitehead, M. (1992). *Inequalities in Health*, New edition revised and updated, Penguin Books, London.
- Ueda, K., Tsukuma, H., Ajiki, W. and Oshima, A. (2005). Socioeconomic factors and cancer incidence, mortality, and survival in a metropolitan area of Japan: A cross-sectional ecological study, *Cancer Science*, **96** (10), 684–688.
- Ueda, K., Kawachi, I. and Tsukuma, H. (2006). Cervical and corpus cancer survival disparities by socioeconomic status in a metropolitan area of Japan, *Cancer Science*, **97** (4), 283–291.
- Wilkinson, R. G. (1996). *Unhealthy Societies: The Affliction of Inequality*, Routledge, London.
- Woods, L. M., Rachet, B. and Coleman, M. P. (2005). Choice of geographic unit influences socioeconomic inequalities in breast cancer survival, *British Journal of Cancer*, **92** (7), 1279–1282.

Woods, L. M., Rachet, B. and Coleman, M. P. (2006). Origins of socio-economic inequalities in cancer survival: A review, *Annals of Oncology*, **17**(1), 5–19.

Evaluating Socio-economic Inequalities in Cancer Mortality by Using Areal Statistics in Japan: A Note on the Relation between Municipal Cancer Mortality and Areal Deprivation Index

Tomoki Nakaya

Department of Geography, Ritsumeikan University

Using spatial statistical modelling for disease mapping, we visualise the geographic variations in municipal cancer mortality in Japan during the period of 2003–2007 and measure its socio-economic inequalities by using a newly proposed areal deprivation index. We derive a set of weightings for census variables to construct the index from a micro-data analysis on poverty. Bayesian hierarchical Poisson regression models with a spatially structured random effect are applied to the cancer mortality data set to visualise the spatially smoothed SMR distributions and to calculate socio-economic inequality indices of mortality graded by areal deprivation. As a result, significant socio-economic inequalities of mortality are identified for most cancer mortalities by major sites. Relatively large inequalities of mortality, 20–24% excess mortality for most deprived areas compared to the least deprived ones, are found for colorectal and liver cancer for men, and lung and cervical cancer for women. We also argue possible biases in inequality measurements caused by ordinal Poisson regression models without the term of spatially structured random effect and confirm empirical differences between measured inequality indices of models with and without the term.