

(素人的な奇異な視線にさらされることが無い) という「乳がんの術後がどういうものか知っている(はずである)」という期待にもとづく安心感を覚え、それによって自己表出することができたのではないかと考察することもできる。

また本事業において要となった女将会については、新潟中越地震の際に発足したものであり、これが今回流用可能であった(文献1、第1章、p6、appropriate social organizationの例と言えよう)。

「他地域での展開・活用のために有用と考えられる視点」について

ヒアリングとあわせて、関係者で検討してみたが、本事業の成立の要件として、前述の通り細井女将に看護職経験があったことなどの、ある種の「偶然」のようなものも含まれており、他地域での展開、応用といっても、その特定の単純な要素のようなものを挙げることは容易ではないとの意見であった。

・参考

温泉旅館認定項目(以下の5項目)

- ・従業員がピンクリボンほっと語らい温泉街づくり事業の研修会を受講した施設
- ・大浴場等を乳がん体験者に開放している施設
- ・乳がん体験者の受け入れについてホームページ等で発信している施設
- ・入浴着を着用しての入浴について理解がある施設
- ・乳がんの早期発見等について啓発を行っている施設

(2) ヒアリング事例(維持例)から

保健師ジャーナル誌(医学書院)において、来年度詳細を報告予定のため、ここでは詳細は割愛する。

・大項目1: リソースの把握

① ニーズの把握

住民側からの具体的な愛育委員に訪問して欲しいといったニーズ調査は実施していない。

② (リソースの) 余剰の把握

本事業の範囲では達成できなかったが、「気になる住民」に対する見守り活動は、さまざまな組織において独立してすでに実施されているが、これらの連携という意味での、対応余力の把握は重要であると考えられた。具体的には、原則として組合員が対象となるものの、JAとの協力について協議は行ったものの、情報の交換・共有については個人情報をどのように取り扱うかという課題を確認するにとどまり、実現には至らなかった。

③ 複数のリソースの組み合わせがあるかどうか

意図する範囲においては該当しない。付随的、結果的には起こりうるものとする。

・大項目2: リソース交換の円滑化・広域化のための工夫

① リソースのやりとり(取引)に関してルールがあるかどうか

現時点では該当なし。

② 社会階層の異なる三者以上の参入による交換の成立

現時点では該当なし。

③ キーパーソンの存在

現時点では該当なし。

④ 条例化や街づくりプランへの健康の視点の導入など。

現時点では該当なし。

・大項目3: リソース交換の管理・停止しないための介入

① 行政の関与

現時点では岡山県保健福祉部健康推進課、岡山県精神保健福祉センターおよび吉備中央

町保健課の関与による事業である。

②民間組織（NPO など）の関与。

上述の通り、JA との連携を試みたが、現時点ではなし。

・大項目 4：リーダーシップ

本事業については、強力なリーダーシップはない。

E. 結論

本年度は、昨年度収集した事例の中から（ソーシャル・キャピタル）「醸成に有用」と思われる事例と、一方でむしろ「維持に有用」と思われる、決して珍しくない（良い意味で、どの地域にも認められる）既存の活動に焦点をあてた事例についてヒアリングを行った。

次年度も、これらの事例を他の自治体が活用できる方法をより具体的に検討していくとともに、特に後者のような既存の活動については有用と思われるものについては HP を英訳するなどして国際的にも情報発信していくことを検討することとした。

F. 健康危険情報

該当なし

G. 研究発表

1. 論文発表

Noguchi M, Iwase T, Suzuki E, Kishimoto Y, Takao S. Social support and suicidal ideation in Japan: are home visits by

commissioned welfare volunteers associated with a lower risk of suicidal ideation among elderly people in the community? Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol. 2013 Aug 18.

2. 学会発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

文献

1. イチロー・カワチ、高尾総司他編著、ソーシャル・キャピタルと健康政策、日本評論社、2013

参照ウェブサイト

1. ピンクリボンほっと語らい温泉街づくり
http://www.pref.niigata.lg.jp/sanjou_kenkou/1318456932585.html

2. 岡山県愛育委員

<http://www.pref.okayama.jp/page/271925.html>

格差の是正及びソーシャル・キャピタルと健康の関連

研究分担者 稲葉 陽二（日本大学法学部 教授）

研究要旨

健康の社会的決定要因の1つとして社会関係資本（Social Capital）があげられるが、これは信頼・互酬性の規範・ネットワークなどの多くの構成要素からなり、また地域によって大きく異なることが確認されている。本年度の研究は、2つの側面から社会関係資本と健康との関連を検討した。

第1に、昨年実施した東京都9区【下町3区（足立、葛飾、江戸川）、都心3区（千代田、中央、港）、山の手3区（目黒、世田谷、杉並）】郵送法アンケート調査から、QOL（生活満足度、心配事、主観的健康、抑うつ度）と社会関係資本との関連を計測し、それを2010年に実施した全国調査と比較した。第2に、別途作成した2005年市町村別データベースから老人医療費、社会関係資本、経済格差の関連を計測した。いずれも線形重回帰分析を用いた。

東京都9区調査の分析では、社会関係資本は、計測の対象とした4つのQOL指標の変化の3%から12%程度を説明する。とくに、抑うつ度とは比較的強い相関がある。ただし、全国調査では有意である一般的信頼が東京都調査では有意でない。

上記第2の計測の結果は、経済格差と就業率（社会参加として社会関係資本の代理変数）と一人当たり老人医療費の間に前者とは逆相関（格差が大きいほど医療費が高い）、後者とは正の相関（就業率が高いほど医療費が低い）が観測された。つまり、格差の拡大は高い医療費と、就業率向上は低い医療費とそれぞれ対応している。

A. 研究目的

社会関係資本（Social Capital）は広義にとらえれば信頼・互酬性の規範・ネットワークなどの多くの構成要素からなり、地域によってその内容が大きく異なること、健康と密接に関連していることが確認されている。しかし、広義の社会関係資本のどの構成要素が健康にどの程度の影響を及ぼしているのか。それは地域によってどのように異なるのか。社会関係資本は経済格差に影響を受けることが指摘されているが、医療費を含めた社会関係

資本と格差との関連はどのようになっているのか。本稿では、こうした問に答えるため、単純な手法（線形重回帰分析）により、①健康を含んだQOLが社会関係資本とどのように関連しているのか、②市町村別一人当たり老人医療費がどのように社会関係資本および経済格差と関連しているかを解析した。

研究方法

QOL関数の推計

筆者が2012年9月初旬から10月初旬にかけ、郵送法により実施した『暮らしの安心・信頼・

社会参加に関するアンケート調査—2012年東京都9区調査』の個票データから、信頼、規範、ネットワークなどの社会関係資本を構成する要素を独立変数、QOL（生活満足度、心配事、主観的健康、抑うつ度）を従属変数として重回帰分析を実施した。

東京都9区調査は、20歳から79歳までの住民を母集団として、下町3区（足立、葛飾、江戸川）、都心3区（千代田、中央、港）、山の手3区（目黒、世田谷、杉並）計9区の住民基本台帳から無作為に1,500名を抽出して調査票を郵送し、458票の有効回答（回答率30.5%）を得た。比較に用いた全国調査は2010年に同内容の質問票により筆者が全国を対象に実施した郵送法アンケート調査（N=1,599）である。2010年全国郵送法調査と2012年東京都9区郵送法調査の概要は以下のとおりである。

調査目的と設問¹

[目的]

外部性を伴う信頼・規範・ネットワークである社会関係資本を、一般的信頼、特定化信頼、ネットワーク（つきあい・社会参加）の観点から明らかにする。あわせて、社会関係資本と健康（主観的健康、生活での積極性＝抑うつ度²）との関連を検証する。社会関係資本には一般的信頼など認知的なものと、社会交流・社会参加の側面からみたネットワークなどの構造的なものに分かれるが、本調査はその双方を調査対象としている。

[調査内容・設問]

1.他人への信頼、2.互酬性、3.日常的なつきあい、4.地域での活動状況、5.生活の満足度・

心配事、6.特定の個人や団体・組織への信頼（特定化信頼）、7.主観的健康と抑うつ度、8.寄付・募金活動、9.腐敗行為に対する許容度、10.回答者の属性

調査・実施主体

日本大学法学部 稲葉陽二研究室。アンケートの実施は社団法人新情報センターに委託。

調査関連期間

調査票の検討

東京都調査 2010年4月～8月

全国調査 2012年4月～8月

調査実施期間

東京都調査 2010年9月6日～10月5日

全国調査 2012年9月10日～10月19日

調査方法

無作為抽出郵送法（配付・回収とも）

母集団と調査対象者、対象者のサンプリング方法

2010年全国郵送法調査

[母集団] 全国の20歳から79歳の居住者

[対象者] 全国50地点における居住者4,000名

[サンプリング方法] 住民基本台帳からの無作為抽出法

2012年東京都9区調査

[母集団] 東京都9区（足立、葛飾、江戸川、千代田、中央、港、目黒、世田谷、杉並）の20歳から79歳の居住者

[対象者] 東京都9区における居住者1,500名

[サンプリング方法] 住民基本台帳からの無作為抽出法

¹ 本調査の調査原票を付属資料として本稿の最後に掲載しているのであわせて参照されたい。

² 高齢者を対象としたGDS15項目短縮版。

調査配票数・回収数・回収率

[回収数] 458票（無効票なし）

2010年全国郵送法調査

[有効回収数] 30.5%（458票／1,500票）

[配票数] 4,000票

[回収数] 1,603票（うち有効1,599票、無効4票）

調査実施メンバー

研究代表者 稲葉陽二、研究協力者 緒方淳子、調査実施と回答の入力は社団法人新情報センターに委託。

[有効回収数] 40.0%（1599票/4000票）

2012年東京都9区調査

[配票数] 1,500票

表1 2010年全国郵送法調査と2012年東京都9区調査の記述統計と回答者の属性

回答者属性	郵送法調査				
	2010 全国	2012 東京 9 区	(下町 3 区)	(都心 3 区)	(山の手 3 区)
性別(%)					
男性	45.3	44.8	42.7	45.9	45.3
女性	54.7	55.2	57.3	54.1	54.7
年齢構成比(%)					
20 歳代	11.4	13.1	12.7	15.3	11.3
30 歳代	16.4	18.6	15.3	21.7 最頻値	18.7
40 歳代	16.7	21.4 中央値	20.7 中央値	19.7 中央値	24.0 中央値・最頻値
50 歳代	17.3 中央値	14.6	15.3	17.1	11.3
60 歳代	23.3	20.3	22.7 最頻値	15.3	23.3
70 歳以上	14.8	12.0	13.3	10.8	11.3
平均年齢(才)	51.4	49.2	50.5	47.5	49.7
職業(%)					
自営業	12.4	15.3	13.3	21.0	11.3
経営者	2.8	5.2	2.0	5.7	8.0
民間勤め人	27.6	32.9	29.3	35.0	34.7
公務員・教員	4.8	4.8	4.7	6.4	3.3
(同上小計)	(47.6)	(58.2)	(49.3)	(68.1)	(57.3)
パート	15.5	13.8	16.0	10.8	14.7
学生	2.3	2.4	0.7	3.2	3.3
無職	13.4	9.4	13.3	4.6	10.0
専業主婦・夫	17.9	13.3	19.3	10.2	10.7

最終学歴(%)					
小中学校	11.5	4.6	5.3	3.2	4.7
高等学校	39.1 最頻値・中央値	29.0	44.7 最頻値・中央値	15.9	27.3
専修学校他	10.8	13.3	16.0	15.3	8.7
高専・短大	11.1	12.4 中央値	11.3	13.4	12.7 中央値
大学	23.5	33.0 最頻値	20.0	40.8 最頻値・中央値	38.0 最頻値
大学院	2.3	5.9	1.3	11.5	4.7
世帯年収(万円)					
<200	8.1	7.9	13.3	4.6	6.0
200～400<	22.1 最頻値	22.7 最頻値	24.0 最頻値	15.3	28.7 最頻値
400～600<	19.9 中央値	17.9 中央値	22.0 中央値	17.2	14.7 中央値
600～800<	13.7	11.6	14.0	10.2 中央値	10.7
800～1,000<	10.1	10.5	10.0	13.4	8.0
1,000～1,200<	4.9	7.6	4.0	10.8	8.0
1,200≦	6.3	10.7	3.3	19.7 最頻値	8.7
居住形態(%)					
持家	79.4	55.5	57.3	52.2	56.7
借家	19.0	42.8	40.7	47.8	40.0

上記の郵送法アンケート調査によるほか、経済格差との関連をみるために、2005年時点における市町村別に、一人当たり老人医療費、高齢者就業率、ジニ係数、医師一人当たりの住民数、一病床あたりの住民数などのデータベースを作成し、市町村別一人当たり老人医療費を被説明変数とする線形重回帰分析を行った。ジニ係数は総務庁納税者所得データから青山学院大学の西川雅史教授が作成したデータの提供を受けた。

B. 研究方法

1) QOL 関数の推計

「生活満足度」、「心配事の多寡」、「主観的健康」、「抑うつ度（GDS15項目短縮型）」の4つのQOLそれぞれを従属変数として、「一般的信頼」、「特定化信頼」、「近所づきあいの頻度と人数」、「友人、知人、親戚、同僚などとのつきあいの程度」、「地域における地縁活動、ボランティア・NPO・市民団体などの活動、その他団体活動への参加」を説明変数とした線形重回帰分析を実施した。あわせて、「生活満足度」については、心と身体の両面の健康（「抑うつ度」と「主観的健康」）、「年間世帯所得」、「心配事の多寡」を加えた生活満足度関数の推計も行った。

また、全国調査との比較を行うために、同

様の推計を 2010 年に筆者が実施した全国調査のデータからも推計した。

2) 一人当たり老人医療費と経済格差との関連

市町村別の一人当たり老人医療費は、社会関係資本、医療サービスの供給量、経済格差によって規定されるという仮説に基づき、線形重回帰による推計を実施した。市町村別の社会関係資本は全市町村を網羅するデータが存在しないので、国勢調査より市町村別の「高齢者就業率」を、医療サービスの供給量は「医師一人当たり人口」と「一病床あたり住民数」を、それぞれ代理変数として用いている。また、「ジニ係数」は 2003 年時点における納税データ（総所得）により西川雅史教授が作成したものを、その後の市町村合併を反映させ、人口比による 2003 年時点のジニ係数の加重平均を用いている。

C. 研究結果 QOL 関数の推計

2012 年東京都 9 区調査の個票データを用いた推計（表 2）では、「特定化信頼」が 4 つの QOL（「生活満足度」「心配事」「主観的健康」「抑うつ度」）のいずれに対しても統計的に有意であった。逆に「一般的信頼」「近所づきあい」「特定化互酬性」は、4 つの QOL いずれに対しても有意でない。このほか、有意であったのは、「一般的互酬性」が「生活満足度」と「主観的健康」について、「友人、知人、親戚、同僚とのつきあい」が「生活満足度」と「抑うつ度」について、「地域における団体参加」が「抑うつ度」について、と極めて限られている。

これらの推計の調整済み決定係数は「生活満足度」が 0.083、「心配事」が 0.099、「主観的健康」が 0.029、「抑うつ度」が 0.123、であるので、ここで扱った社会関係資本の構成要素はここで掲げた QOL の数%から 1 割程度を説明するものといえる。

なお、「生活満足度」については、心と身体両面の健康（「抑うつ度」と「主観的健康」）、「年間世帯所得」、「心配事の多寡」を加えた

表 2 主要社会関係資本と QOL
2010 年全国郵送法調査、2012 年東京都 9 区調査による OLS

従属変数 独立変数	2010 全国調査				2012 東京都 9 区調査			
	生活満足度	注1) 心配事	主観的健康	注1) 抑うつ度 (K6値)	生活満足度	注1) 心配事	主観的健康	注1) 抑うつ度 (K6値)
	標準化係数(t値)	標準化係数(t値)	標準化係数(t値)	標準化係数(t値)	標準化係数(t値)	標準化係数(t値)	標準化係数(t値)	標準化係数(t値)
一般的信頼	0.120(4.170)	-0.137(-4.321)	0.099(3.378)	0.206(7.629)	-0.046(-0.9874)	-0.006(-0.127)	0.068(1.246)	-0.017(-0.377)
一般的互酬性					0.062(1.534)	-0.114(-2.197)	0.075(1.396)	0.125(2.450)
特定化信頼	0.216(7.110)	-0.103(-3.098)	0.092(2.980)	0.042(1.462)	0.134(2.591)	0.294(5.967)	0.110(2.146)	0.133(2.735)
特定化互酬性					-0.049(-0.895)	0.041(0.800)	0.034(0.627)	0.024(0.463)
近所づきあい	0.043(1.335)	-0.125(-3.544)	-0.032(-0.986)	0.073(2.411)	0.062(1.534)	-0.025(-0.485)	-0.062(-1.171)	0.092(1.827)
友人、知人、親戚、 同僚とのつきあい	0.027(0.897)	-0.072(-2.162)	0.053(1.711)	0.042(1.462)	0.151(2.890)	0.064(1.668)	0.064(1.299)	0.112(2.258)
地域における団体 活動	-0.068(-2.236)	注2) 0.029(0.852)	-0.018(-0.511)	注2) -0.039(-3.095)	-0.016(-0.315)	注2) 0.029(0.580)	-0.093(-1.872)	注2) -0.146(-3.078)
N	1176	971	1231	1224	427	455	455	455
Adj. R ²	0.100	0.083	0.024	0.176	0.083	0.099	0.029	0.123

注1) 心配事および抑うつ度 (K6値) は地域活動以外の社会関係資本の指標と逆スケールのため、係数が負になっている。
注2) 地域における団体活動指標は高いほど活発、心配事指標、抑うつ度は低いほど深刻としているため、符号条件が負であることは、活発な地域における団体活動は心配事や抑うつ度が低いことを示している。

表3 生活満足度はなにに規定されるか
2010年全国郵送法調査、2012年東京都9区調査データによるOLS

従属変数 独立変数	2010 全国調査		2012 東京都9区調査	
	生活満足度 標準化係数(t値)	有意確率	生活満足度 標準化係数(t値)	有意確率
一般的信頼	0.006(0.207)	0.836	-0.042(-1.067)	0.287
特定化信頼	0.138(4.418)	0	0.101(2.198)	0.028
近所づきあい	-0.001(-0.021)	0.983	0.028(0.621)	0.535
友人, 知人, 親戚, 同僚との つきあい	-0.27(-0.896)	0.371	0.065(1.457)	0.146
地域における団体活動	-0.044(-1.434)	0.152	0.058(1.347)	0.179
心配事合計	-0.177(-5.309)	0	-0.022(-0.512)	0.609
主観的健康	0.061(1.952)	0.051	-0.022(0.512)	0.609
抑うつ度(K6値)	0.372(10.082)	0	0.526(12.172)	0
年間世帯収入	-0.028(-0.993)	0.321	-0.139(-3.500)	0
N	856		418	
Adj. R ²	0.345		0.359	

注1) 年間世帯収入および地域における団体活動は生活満足度と逆スケールのため、係数が負になっている。

表4 市町村別一人当たり老人医療費
2005年データによるOLS推計

	標準化 係数	t 値	有意 確率
定数	—	17.156	0.000
高齢者就業率	-0.255	-11.599	0.000
医師一人当たり人口	-0.058	-2.508	0.012
一病床あたり住民数	-0.103	-4.522	0.000
ジニ係数	9.088	9.088	0.000
N = 1812 Adj. R ² = 0.165			

生活満足度関数も推計しているが（表3）、ここでも社会関係資本の構成要素で統計的に有意なのは「特定化信頼」のみであるが、調整済み決定係数は0.359にあがる。東京都9区調査でみるかぎり、QOLに関しては社会関係資本は、自分たちの生活圏のなかでの信頼とつきあいがあればそれで十分であるようにみえる。

なお、2010年に実施した全国調査による推計も参考として表2に示してある。表2に示されるように、東京都の推計と大きく異なる点は、全国調査では「一般的信頼」が4つのQOLのすべてについて統計的に有意である点である。つまり、東京都では関連がみられなかった認知的社会関係資本である「一般的信頼」が、全国レベルではQOLに影響があるという結果がでている。

心と身体の両面の健康（「抑うつ度」と「主観的健康」）、「年間世帯所得」、「心配事の多寡」を加えた生活満足度関数（表3）では、東京都では有意であった「年間世帯収入」が全国レベルでは有意でなく、逆に東京都では有意でなかった「心配事」が全国では有意になっている。大都市では所得が満足度の重要な要素であるが、全国レベルではそうではない。

一人当たり老人医療費と経済格差との関連

表4に示されるように、市町村別の「一人当たり老人医療費」の説明変数として、「高齢者就業率」、「医師一人当たり人口」、「一病床あたり住民数」、所得に関する「ジニ係数」のいずれも有意である。換言すれば、t値で見れば、「高齢者就業率」、それについて「ジニ係数」の説明力が高い。高齢者就業率が高いほど、老人医療費が低く、ジニ係数が高いほど、一人当たり老人医療費が高い。また、利用サービスの供給能力が高いほど医療費が若干低減する。

D. 考察

QOLについては、重要な社会関係資本はグループのメンバー間や組織間の信頼である「特定化信頼」である。一方、東京都調査では有意でなかった「一般的信頼」は、全国調査で見れば有意であった。大都会では「一般的信頼」のQOLへの影響は薄い、全国レベルで見ればQOLにとって重要である。社会関係資本がQOLに与える影響の程度は、2010年全国郵送法調査でみても、2012年東京都9区調査でみても、数%～1割程度であるが、「抑うつ度」への影響が一番強く、「主観的健康」への影響が一番弱い。

「生活満足度」の説明変数として、「年間世帯収入」と心と身体の健康（「主観的健康」、「抑うつ度」）心配事の多寡を加えると、東京都では「年間世帯収入」が有意であるが、全国レベルでは有意ではない。東京都で生活満足度を高めるためには収入が重要であるが、全国レベルでは高収入と生活満足度との間に関連性はみられない。むしろ、日常生活での心配事の多寡が全国レベルでは生活満足度にとって重要である。

このほか、「一人当たり老人医療費」は、市町村別データでみると、社会参加（「高齢

者就業率)) が高いほど低く、「経済格差」が大きいほど高い。格差と老人医療費との関連の経路は本研究では詳らかではないが、経済格差の存在が高齢者の健康（とくにストレス性の心の健康）に悪影響を与え、医療費の増加を招くという仮説とは矛盾しない。

E. 結論

本稿では、2012年に東京都9区の住民を対象に実施した『暮らしの安心・信頼・社会参加に関するアンケート調査』の個票データを用い QOL と社会関係資本との関連をみた。その際、2010年に実施した全国調査の個票データからの推計値とも比較した。

QOL の説明変数としての社会関係資本の説明力は調整済み決定係数でみて、数%から1割程度であり、東京都でも全国で変わらない。しかし、それぞれの構成要素の重要性は、東京都と全国とでは大きく異なる。

前年度の報告書で、「東京都のデータを下町3区、都心3区、山の手3区にわけてみると、高学歴、高収入の都心3区が心身ともに最も健康である。社会関係資本以外の要因が影響しているのは明らかであり、健康と社会関係資本との因果関係も明らかではない。しかし、その一方で、収入、学歴で都心3区、山の手3区に劣る下町3区において心身両面で問題がある者の比率が一番低いことは、社会関係資本が健康の悪化を防ぐラチェット(下支え)効果をもつとみることでもできよう。」と「社会関係資本のラチェット効果」を指摘した。本稿で QOL のなかの「生活満足度」は東京都では「年間世帯所得」が重要な要素であるが、全国レベルでは「生活満足度」は所得にほと

んど左右されないのも、社会関係資本がもつ低所得を補完する「ラチェット効果」の存在を示唆しているのかもしれない。

このほか、市町村ベースでみれば、経済格差拡大は高い一人当たり老人医療費と、社会参加の指標としての高齢者就業率の上昇は低い一人当たり老人医療費と対応していることが確認された。

F. 研究発表

1. 論文等発表

稲葉陽二 (2013) 「『暮らしの安心・信頼・社会参加に関するアンケート調査』2012年東京都9区調査の概要」『政経研究』第50号第1巻、p.p.239-266、日本大学法学会。

稲葉陽二 (2014) 「『暮らしの安心・信頼・社会参加に関するアンケート調査』2013年全国調査の概要」『政経研究』第51号第1巻（印刷中）、日本大学法学会。

稲葉陽二 (2013) 「高齢者の社会参加で医療費低減 徳島県上勝町のケース」『保健師ジャーナル』Vol.69. No.06 2013, p.p.462-466.

2. 学会発表

なし

G. 知的財産権の出願・登録状況（予定を含む）

なし

以上

健康格差の継続モニタリングのための指標に関する研究：大規模データでの検討

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）

研究協力者 Mikael Rostila (Centre for Health Equity Studies)

Monica Åberg Yngwe (Centre for Health Equity Studies)

研究要旨 健康格差対策は国際的なアジェンダとなっているが、日本ではそのモニタリングの仕組みもなく、対応が遅れている。国レベルで健康格差のモニタリングを行う際の各指標の利点や欠点について、スウェーデンの住民登録と死亡登録の個人リンケージデータを用いて検討した。30歳から64歳の全男性国民データについて、1990年から2004年の各年コホートをそれぞれ3年後の死亡情報とリンケージし、繰り返しコホート分析を行った（各コホート平均386万人）。個人所得5分位間の3年後の年齢調整死亡率の差について、10種類の格差指標を計算した。評価項目は、相対指標か絶対指標か、順序がある指標か否か、精度、計算方法の簡便さ、比較可能性、解釈の容易さとした。絶対的な指標（健康指標の階層間の差に相当）では、いずれの指標でも91年から94年まで所得階層間の死亡率格差が縮小し、その後03年まで漸増した。相対的な指標（健康指標の階層間の比に相当）では、一時的な減少傾向は顕著ではなくなった。健康指標値の比や差は比較する2つの値のどちらかが不安定だと誤差が大きくなる危険があるが、大規模データではその影響は限定的であった。検討の結果、大規模なデータでは、指標値の比・差を用いることが、特に実用面（解釈の容易さ）において有利であることが示された。

A. 研究目的

背景

健康格差対策は今や世界的な保健のアジェンダである（WHO CSDH）。日本でもこのほど、健康日本21（第2次）のターゲットとして健康格差の縮小があげられた。今後は、日本でも健康格差を全国や地域など各レベルでモニタリングし、取り組みを評価していくことが求められる（健康日本）。

図1はスウェーデンの就労年齢男性のデータから算出した、所得5分位別の年齢調整死亡率の推移である。どの群も一貫して下降傾向であるが、最低所得群だけ、90年代後半か

ら上昇している。ただし、このような階層別の健康指標の推移の観察では、健康格差が拡大したのか縮小したのかを評価することはできない。格差のモニタリングには、格差の大きさを数値指標で表現していく必要がある。

健康格差評価の視点

健康格差とは、健康指標が属性（地域、所得階層、学歴、職業など）によって異なること、あるいはそれら属性によるグループ間のばらつきのことを示しているが、そのばらつきの程度は多面的であり、一概に大きさを語ることはできない。したがって、指標化するときには「何の、どのような格差を見たいの

か」という視点を整理することが求められる。すなわち、

- 1) 何と何の比較かするか：(例) 全体の平均と比較か、最も指標が良い地域と比較か
- 2) 階層の順序の有無：(例) 順序がある場合：所得・学歴、順序がない場合：地域・人種
- 3) 絶対指標か、相対指標か(差か、比か)

である。特に3)の絶対指標(差)と相対指標(比)は、格差対策のゴール設定上、明確に区別すべき事項である。表1は、ある2つのグループAとBの死亡率が変化したときに、グループ間の健康格差がどのように変化するかを示している。Aは死亡率50、Bは100で、差は50、比は2倍である。今、何らかの健康対策により、双方とも20ずつ死亡率が低下したとする。すると、差は相変わらず50であり、差で評価した死亡率の格差は不変と判断されるが、比で判断すると、2.7と拡大したこととなる。このように、格差評価は特に変化をモニタリングする際、差と比によって評価が異なる。

本研究の目的

格差指標は複数存在し、前述のように上記のような視点で分類される。すべての指標を用いて健康格差をモニタリングすることは現実的ではなく、いずれかを選択する必要がある。昨年度の本研究班報告書では、自治体における格差モニタリングを想定して同様の検討を行った。その結果、自治体のデータによっては、比較する群のサンプル数が極端に小さくなることがあるため、そういったサンプル数の影響を考慮に入れた指標(格差勾配指数など)を用いるべきである、との結論を得

た¹。ただし、そのような小規模なグループの存在があまり見られない、国レベルでの健康格差の継続評価をどうすべきかについてはあまり検討されていない。したがって本報告では、健康格差の継続評価を大きな地域単位で進める際の課題や視点を明らかにすることとした。

B. 研究方法

データ

使用したデータは1990年から2004年までの毎年の、20から64歳のスウェーデン人男性全員である。同国の住民登録及び国勢調査データから基本属性と所得のデータを抽出して、3年後の死亡登録データと個人IDで突合し、繰り返しコホートデータを構築した。

調査の実施に際しては、スウェーデンカロリンスカ研究所(Karolinska Institutet)倫理審査委員会の承認を得た(no 02-481)。

測定と分析

目的変数は総死亡である。死亡率を年齢5歳階級、所得5分位ごとに算出した。同国の標準人口を用いて直接法により年齢調整を施した。所得は個人の可処分所得を用いた。これをもとに、経済学等で知られている10種類の「ばらつき」に関する指標を格差指標として算出した。そのうえで、各指標について、その特性、精度、比較可能性に加え、実用性の評価として、計算の簡便さと解釈の容易さについて検討した。

統計分析にはRとHD*Calc(米国がん研究所)を用いた。各指標の標準偏差や信頼区間については、各グループ内の相関が生じるため直接の計算ができない。そのため、先行研究を参考にしてテラー展開法による近似値を用いて算出した²。

C. 研究結果

計算結果を表2に示した。まず、所得5分位中最高所得群と最低所得群の間の単純な差と比についてその推移をグラフ化して比較した(図2)。その結果、まず差でみると、94年くらいまで格差は縮小し、その後上昇に転じたと観察された。一方、比でみるとそのような一時的な低下は明確とならず、一貫した上昇傾向が観察された。前述のように、このような2グループの比較では、比較する2グループのいずれかのサンプル数が少ない場合、偶然誤差が大きくなることが理論上考えられるが、今回は大規模データを用いて分位に分けた数値を用いたため、信頼区間が極端に大きくなるなどの影響は見られなかった。

次に、グループのサイズ等の問題による偶然誤差の影響を除いた、より洗練された指標として、格差勾配指数と格差相対指数について、その推移を比較した。図3にその計算法を示したように、横軸に所得など階級の累積人数割合を階級順に並べ、縦軸に評価したい健康指標(各グループの中間値)をプロットして回帰した場合の勾配をとったものが格差勾配指数であり、仮想的にグループ内の最も高階層の個人と最も低階層の個人との健康指標の差として解釈が可能である。格差勾配指数は平均値の影響を受けるため平均値で除して相対化したものが格差相対指数である。

観察の結果、勾配指数、相対指数それぞれ、先に算出した死亡率の差や比の値とほとんど同じ傾向を示し、信頼区間の大きさも極端な差は見られなかった(図4)。

格差勾配指数及び格差相対指数とまったく同義に解釈できるものに、絶対集中度指数と相対集中度指数がある。数値は異なるが、グラフ化したところそれぞれ軌跡が完全に一致

した(図5)。ただし数値は格差勾配指数のように直感的に理解できなかった。

以上は比較する集団間に順序がある場合の指標であるが、順序がない場合の絶対指標として、群間分散がある。群間分散の推移を見たところ、死亡率の差や格差勾配指数などの絶対指標と同様に一度低下して上昇に転ずる傾向がみられた(図6)。同様に順序を想定しない指標のうち相対指標として、Index of Disparityと平均対数偏差の推移を観察したところ、前者は90年代後半以降増減が不明確となり、横ばいの傾向を示したが、平均対数偏差の推移は90年代後半以降も強い増加傾向を示した。

各指標の特徴と評価

以上のような計算結果を踏まえ、各指標の特徴と各要因についての評価を行った(表3)。その結果、まず精度等にはそれぞれ一長一短があった。最も単純な指標である率の差および比については比較するグループのサンプルサイズの影響を強く受けるという点で理論上最も課題が大きいと評価した。それ以外の格差指標はいずれもすべてのグループのデータを用いるため、そのような精度上の成績はいずれも同等に良好であった。

一方、実用面の評価は大きく分かれた。まず計算方法の簡便さについては、どのような統計ソフトでも簡単に計算できる分散・標準偏差、差と比が最も有利と評価した一方、高度な数式処理が必要な集中度指数(絶対・相対)が最も難解、と判断した。

時系列的・空間的比較の際の妥当性(比較可能性)については、各年の平均値の違いの影響を受ける分散・標準偏差をはじめ、その他の絶対指標全般に課題ありと考えられた。

最後に、解釈の容易さについては、分散や標準偏差関連の指標については、値が示す意

味が直感的にわかりづらく、難ありと判断した。一方、差と比に加え、それらと類似に解釈できる格差勾配指数は解釈しやすいと考えられた。一方で格差相対指数は平均値で除することにより解釈が難しくなってしまう。その代り、その変法であるKunst&Mackenbachの格差相対指数は、最も階層が高い者と最も低い者との間の死亡率比として解釈が可能であり、率の比と同様、容易に解釈できると考えられた。

D. 考察

今回、スウェーデン一般成人男性全員のデータを用いて所得5分位別の年齢調整死亡率格差について評価した結果、順序の有無を想定するか否かにかかわらず、絶対指標では90年代中ごろに死亡率の格差が減少し、その後増加するという傾向が一貫して観察された。一方相対指標では、おおむね一貫した上昇傾向がみられ、特に平均対数偏差では強い増加トレンドがあると観察された。計算結果を踏まえてそれぞれの指標について吟味したところ、精度の面では差・比以外おおむね良好であったが、実用面の評価は様々で、特に解釈の容易さについては、率・比および格差勾配指数、Kunst&Mackenbachの格差相対指数が最も実用的と判断された。

精度面で理論上課題がある差と比についても、その他のより洗練された指標と同様に安定した結果が得られた。これは今回国レベルの大規模なデータを用いたことによると考えられる。昨年度の報告書で明らかにしたように、群の中に人数の小さなものが含まれる場合は精度上の観点から使用を慎むべきと考えられるこれら単純指標であるが、十分に大きなデータであれば問題なく使用可能であると考えられた。解釈が極めて直感的で、一般市

民にも理解されやすいことを考えると、国レベルや県レベルといった大きな地域での健康格差のモニタリングにおいては、健康指標の群間差やその比を用いることに一定の妥当性があるといえよう。

相対指標については、格差の推移は指標によって評価が異なった。特に平均対数偏差によれば、スウェーデン男性の所得間死亡率格差は強い拡大傾向にあると判断された。平均対数偏差は対数値を用いることにより、階層の高低両端の健康指標の値への感度を高めた指標である。図1に示したようにスウェーデン男性の所得間死亡率の推移には、特徴として、最低所得層が90年代後半から上方にかい離していく、というトレンドがみられる。今回はこれを反映したものと考えられた。

本研究の強みと限界

本研究は極めて精度が高く大規模なデータを用いて、国レベルで健康格差をモニタリングする際の課題点について整理した。データには欠損などによるバイアスの影響が少ないため、結果を直接正当に判断できるものといえる。一方、限界としては、調整変数に年齢しか用いていない点がある。学歴等、所得による健康影響に交絡する要因が複数考えられる。したがって、本研究における推定値を因果関係としてとらえるべきではなく、残余交絡の可能性を念頭において解釈すべきである。

E. 結論

以上より、国や都道府県といった大きな地域における大規模データを用いて健康格差のモニタリングする際には、小地域同士の比較とは異なり各層の人数が均一で十分であると考えられること、また解釈の容易さ等、実用面の利点を考慮すると、健康指標の群間差や

その比を用いることが妥当であると考えられた。ただし、計算等において専門家のサポートが得られる場合、格差勾配指数や格差相対指数など、より洗練された数値を用いることも、精度の高さの観点からは推奨されよう。また、社会階層の低い集団の健康状況を強く反映したい場合など、目的によっては、特定の階層に鋭敏な指標（たとえば平均対数偏差など）を用いるなど、格差対策の目標に応じた指標選定を行うことも有益であると考えられた。

以上を踏まえて、今後もわが国でも健康格差について、国レベルから自治体など小規模な地域レベルまで、各行政レベルで健康格差のモニタリングを進めていくべきである。

F. 研究発表

1. 論文発表

Naoki Kondo, Mikael Rostila, Monica Åberg Yngwe. Rising inequality in mortality among working-age men and women since the early 1990s in Sweden: a national registry-based repeated cohort study. *J Epidemiol Community Health*. (投稿中・修正後掲載予定)

2. 学会発表

(口演)近藤尚己、Mikael Rostila, Monica Åberg Yngwe. 健康格差モニタリングのための指標の検討：スウェーデン全国民データ. 第24

回 日本疫学会学術総会. 2014年1月24日. 仙台.

G. 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. 近藤尚己. 健康・医療資源の公平性に関するモニタリング・ツールの開発：格差勾配指数の応用とウェブ地図等を用いた結果公表の有用性の検討. 厚生労働科学研究費補助金（地球規模保健課題推進研究事業）分担研究報告書. 2013.

2. Harper S, Lynch J, Meersman S, Breen N, Davis W, Reichman M. An overview of methods for monitoring social disparities in cancer with an example using trends in lung cancer incidence by socioeconomic position and race-ethnicity, 1992-2004. *Am J Epidemiol*. 2008;167:889-907.

図1：スウェーデン人30 - 64歳男性における所得5分位別年齢調整死亡率の推移

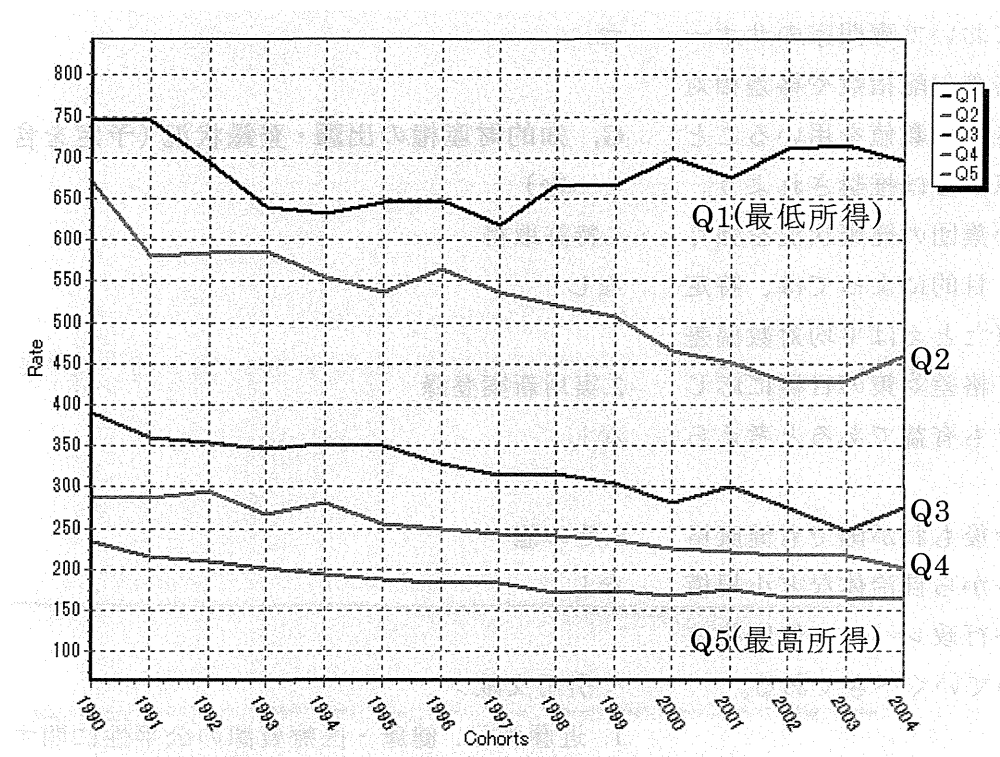


図2：所得第五分位と第一分位の年齢調整死亡率（ASMR）の差と比の推移の比較

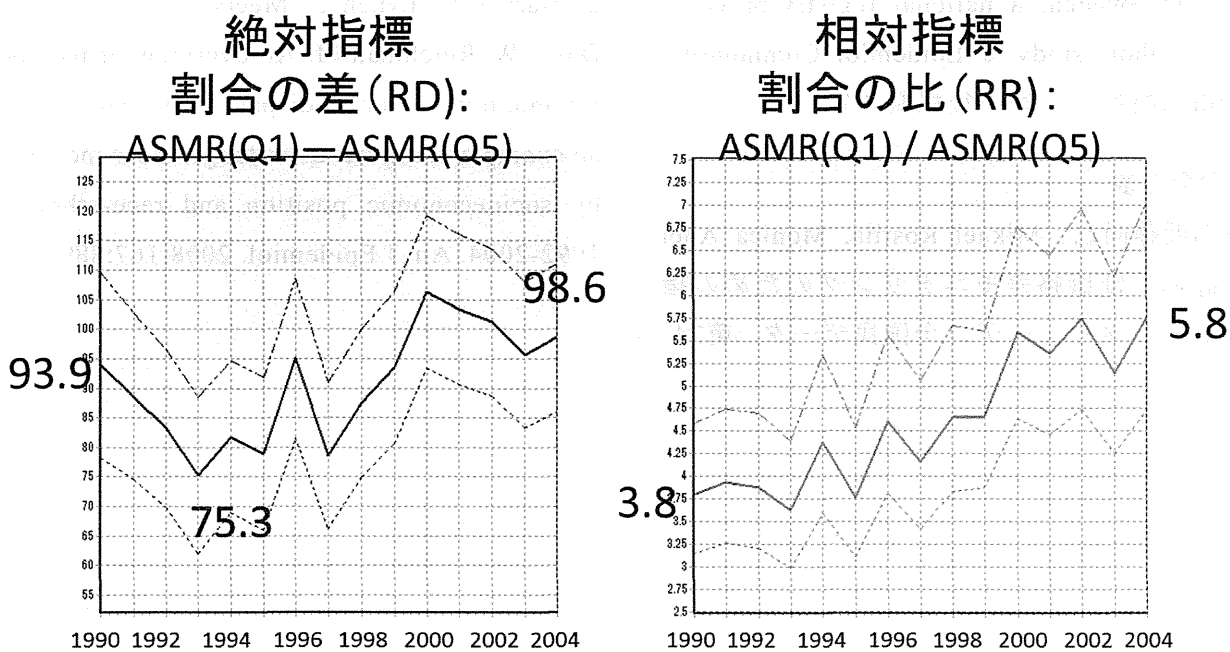
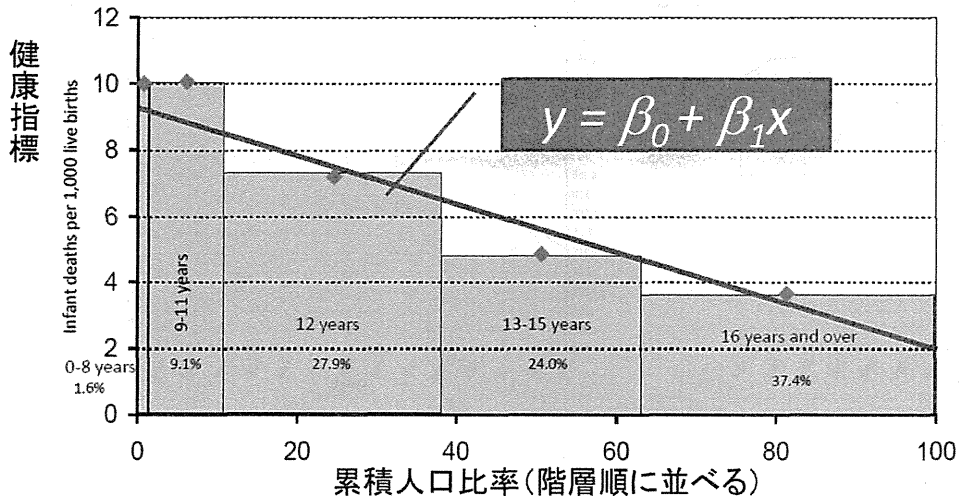


図3 格差勾配指数 (SII) と格差相対指数(RII)の算出



$SII = \beta_1, RII = SII / \text{平均値}$

$KM-RII = \beta_0 / (\beta_0 + \beta_1) = \beta_0 / (\beta_0 + SII)$

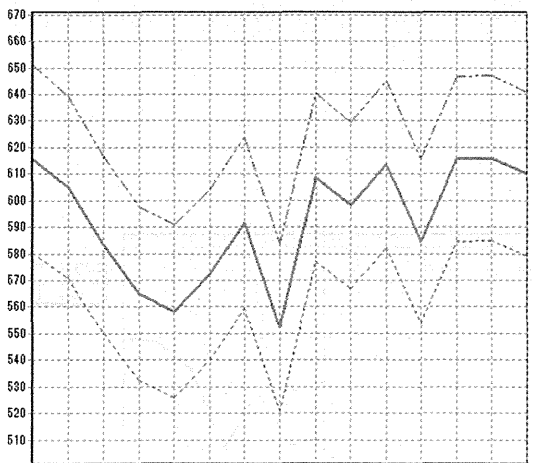
仮定: 階層順位が明確で、指標値が一様に増減する

KM-RII: Kunst&Mackenbach-RII

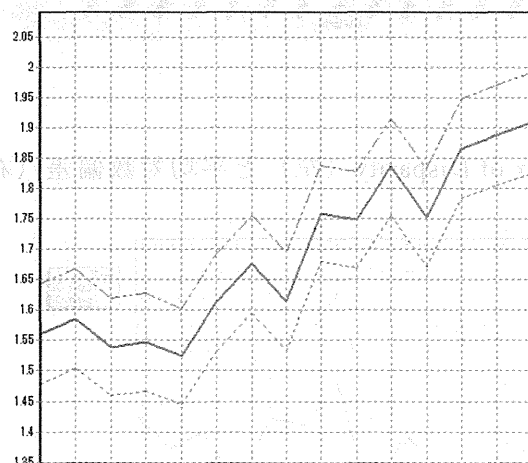
図4 格差勾配指数 (SII) と格差相対指数(RII)の推移の比較

SII

RII (=SII/mean)



1990 1992 1994 1996 1998 2000 2002 2004



1990 1992 1994 1996 1998 2000 2002 2004

図5 絶対集中度指数（左）と相対集中度指数（右）の推移

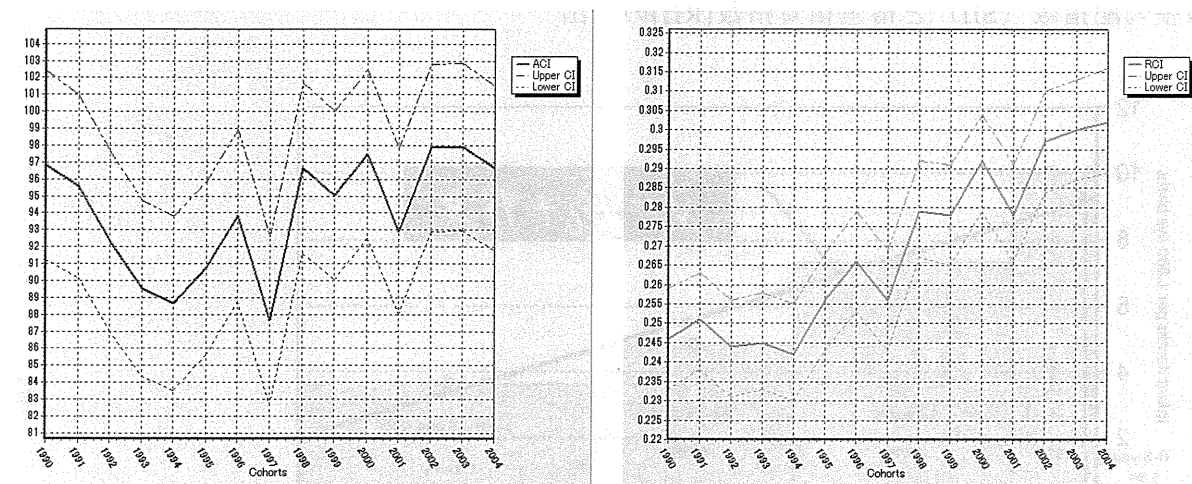


図6 群間分散の推移

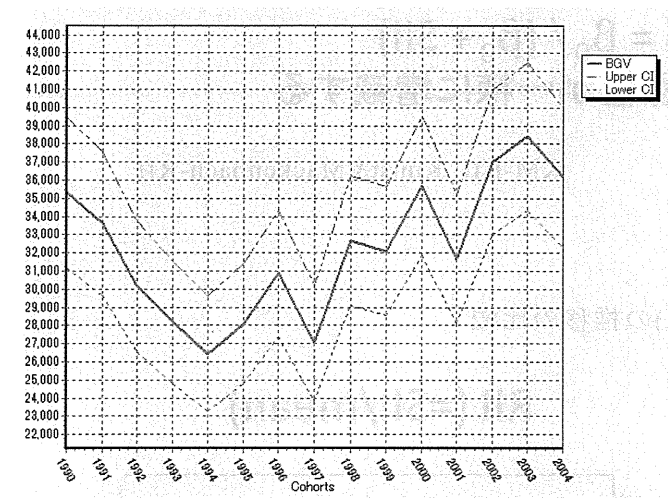


図7 Index of Disparity (左) と平均対数偏差 (右)



表1 グループ A と B の間の死亡率の変化と格差の評価

		死亡率		変化	
		前	後	差	比
グループ	A	50	30	-20	0.6
	B	100	80	-20	0.8
グループ間格差	差 (B-A)	50	50		
	比 (B/A)	2.0	2.7		

表2 格差指標計算結果

	年	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
絶対指標 レンジ差	値	511.1	529	484.6	438.6	439.2	459	464.8	433
	1990年からの変化率	0.0	3.5	-5.2	-14.2	-14.1	-10.2	-9.1	-15.3
	標準誤差	19.4	18.2	17.2	16.4	16.0	16.2	16.0	15.5
	95%信頼区間上限	549.1	564.7	518.3	470.7	470.6	490.8	496.1	463.4
	95%信頼区間下限	473.1	493.3	450.9	406.5	407.8	427.2	433.5	402.6
群間分散	値	35332	33607	30150	28196	26429	28112	30865	27052
	1990年からの変化率	0.0	-4.9	-14.7	-20.2	-25.2	-20.4	-12.6	-23.4
	標準誤差	2120	2024	1837	1717	1627	1690	1772	1624
	95%信頼区間上限	39486	37574	33751	31562	29618	31424	34337	30234
	95%信頼区間下限	31178	29641	26549	24831	23239	24800	27393	23870
絶対集中 指数	値	96.8	95.6	92.4	89.6	88.6	90.8	93.9	87.6
	1990年からの変化率	0.0	-1.3	-4.6	-7.5	-8.5	-6.3	-3.1	-9.5
	標準誤差	2.8	2.8	2.7	2.6	2.6	2.6	2.6	2.5
	95%信頼区間上限	102.4	101.0	97.7	94.7	93.8	95.9	98.9	92.6
	95%信頼区間下限	91.3	90.2	87.1	84.4	83.5	85.7	88.8	82.7
格差勾配 指数	値	615.6	604.9	583.4	564.9	558.3	572.2	591.6	552.2
	1990年からの変化率	0.0	-1.7	-5.2	-8.2	-9.3	-7.1	-3.9	-10.3
	標準誤差	18.1	17.5	17.1	16.7	16.5	16.4	16.4	16.0
	95%信頼区間上限	651.1	639.1	616.9	597.6	590.7	604.4	623.7	583.7
	95%信頼区間下限	580.2	570.6	549.8	532.2	525.9	540.0	559.5	520.8
相対指標 レンジ比	値	3.2	3.5	3.3	3.2	3.3	3.4	3.5	3.3
	1990年からの変化率	0.0	8.3	4.0	-0.4	2.4	7.9	11.1	4.9
	標準誤差	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
	95%信頼区間上限	3.4	3.7	3.6	3.4	3.5	3.7	3.8	3.6
	95%信頼区間下限	3.0	3.2	3.1	2.9	3.0	3.2	3.3	3.1
Index of Disparity (IDisp)	値	124.2	128.6	130.6	128.4	135.1	138.1	144.9	132.0
	1990年からの変化率	0.0	3.6	5.2	3.4	8.8	11.2	16.7	6.3
	標準誤差	6.9	7.3	7.4	7.4	7.6	7.8	8.1	7.6
	95%信頼区間上限	137.7	142.8	145.2	142.9	150.0	153.4	160.7	146.9
	95%信頼区間下限	110.6	114.3	116.1	113.9	120.1	122.8	129.0	117.1
平均対数 偏差	値	0.099	0.101	0.097	0.099	0.097	0.106	0.117	0.108
	1990年からの変化率	0.0	2.3	-2.3	0.4	-2.4	7.5	18.2	9.3
	標準誤差	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.006	0.006	0.006
	95%信頼区間上限	0.109	0.112	0.107	0.110	0.107	0.118	0.129	0.119
	95%信頼区間下限	0.089	0.091	0.086	0.089	0.086	0.095	0.105	0.097
Theil指数	値	0.104	0.105	0.098	0.100	0.095	0.106	0.117	0.109
	1990年からの変化率	0.0	1.7	-5.1	-3.3	-8.0	2.5	13.1	5.3
	標準誤差	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.006	0.006
	95%信頼区間上限	0.114	0.116	0.108	0.111	0.105	0.117	0.128	0.120
	95%信頼区間下限	0.093	0.095	0.088	0.090	0.085	0.095	0.106	0.098
相対集中 度指数	値	0.25	0.25	0.24	0.25	0.24	0.26	0.27	0.26
	1990年からの変化率	0.00	2.05	-0.77	-0.11	-1.43	4.11	8.28	4.28
	標準誤差	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
	95%信頼区間上限	0.26	0.26	0.26	0.26	0.26	0.27	0.28	0.27
	95%信頼区間下限	0.23	0.24	0.23	0.23	0.23	0.24	0.25	0.24
格差相対 指数	値	1.56	1.59	1.54	1.55	1.53	1.61	1.68	1.61
	1990年からの変化率	0.0	1.6	-1.4	-0.9	-2.4	3.2	7.4	3.4
	標準誤差	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04
	95%信頼区間上限	1.64	1.67	1.62	1.63	1.60	1.69	1.76	1.70
	95%信頼区間下限	1.48	1.51	1.46	1.47	1.45	1.53	1.60	1.53
Kunst	値	8.12	8.66	7.68	7.84	7.41	9.31	11.35	9.35
Mackenba ch 格差相 対指数 (KMI)	1990年からの変化率	0.0	6.7	-5.4	-3.5	-8.7	14.6	39.9	15.2
	標準誤差	0.87	0.97	0.77	0.80	0.71	1.09	1.55	1.11
	95%信頼区間上限	9.83	10.57	9.19	9.41	8.81	11.43	14.40	11.53
	95%信頼区間下限	6.41	6.76	6.17	6.27	6.02	7.18	8.31	7.18