

日本における主観的健康指標と客観的健康指標の乖離について

サガワ カズヒコ
佐川 和彦*

目的 OECDによる加盟国を対象とした調査研究によれば、日本は平均寿命ではトップでありながら、主観的な健康状態では最低ランクという状態であり、健康に関しては国際的にみて大きな矛盾を抱えた国ということになる。日本を対象として主観的健康指標と客観的健康指標との関係について分析を行う。

方法 分析には都道府県別データを使用し、HLM（階層線型モデル）の推定を行う。主観的健康指標が良好であるほど、客観的健康指標も良好になると仮定する。そのうえで、主観的健康指標の良好さが客観的健康指標の良好さにつながる度合いについて、地域ごとに格差が生じているかどうかを検証する。さらに、医療資源量がこのような格差を生じさせる要因となっているかどうかについても検証する。本研究において客観的健康指標として用いたのは、平均寿命である。また、主観的健康指標として用いたのは、自己報告による健康度である。これは、「国民生活基礎調査」のアンケートで「自覚症状なし・日常生活影響なし・通院なし」と回答した者の割合である。

結果 実証分析によって、自己報告による健康度が良好であるほど、平均寿命が長い傾向があることが確認された。また、自己報告による健康度の良好さが平均寿命の長さにつながる度合いには都道府県間で統計的に有意な差異が存在することが確認できた。人口10万人当たり一般病院病床数が多い都道府県では、自己報告による健康度に対応する係数が大きいこと、すなわち、自己報告による健康度の良好さが平均寿命の長さにつながる度合いがさらに高くなっていることが確認された。

結論 人口当たり病床数が多い地域ではそれ以外の地域と比べて、主観的健康指標と客観的健康指標との乖離（標準化した客観的健康指標－標準化した主観的健康指標）が大きくなっている可能性がある。

キーワード 主観的健康指標、客観的健康指標、人口当たり病床数、HLM（階層線型モデル）

I はじめに

OECDによる加盟国を対象とした調査研究によれば、日本は平均寿命ではトップでありながら、主観的な健康状態では最低ランクという状態であり¹⁾、健康に関しては国際的にみて大きな矛盾を抱えた国ということになる。このよう

な状況については、日本人の健康状態に対する主観的な評価が何らかの理由で過小となっていることも考えられるが、主観的健康指標と比べて客観的健康指標をはるかに良くするような日本特有の要因が存在することも考えられる。日本において主観的健康指標と客観的健康指標とが大きく乖離する理由を解明することは、重要かつ、きわめて興味深い研究テーマである。

さて、主観的健康をテーマとした研究は多い。

*駿河台大学経済経営学部教授

本研究と同様に、主観的健康指標と客観的健康指標との関連を研究したものもある。日本を対象とした研究成果の一例を挙げると、高齢者のみを対象（マイクロデータ）として、健康に対する自己評価によって数年後の死亡を予測し、男女で差が生じることを見いだしている²⁾。このような研究はフォローアップできる期間を考えると、対象が高齢者に限定されてしまう。本研究の特徴は、都道府県単位の主観的健康指標と客観的健康指標のデータを用いることによって、マクロ的な分析を行うことにある。

本研究では、主観的健康指標が良好であればあるほど、客観的健康指標も良好になると仮定する。そのうえで、主観的健康指標の良好さが客観的健康指標の良好さにつながる度合いについて、地域ごとに格差が生じているかどうかを検証する。さらに、医療資源量がこのような格差を生じさせる要因となっているかどうかについても検証する。したがって、医療資源量を客観的健康指標の動きを直接的に説明する要因としては用いないことになる。このような仮定のもとづいてモデルを作成し、実証分析を行う。

II 方法

ここでは、分析で用いたHLM（階層線型モデル）³⁾⁻⁵⁾について説明する。まず、レベル1として次のようなモデルを考える。

$$y_{it} = \beta_{1i}s_{it} + \sum_{q=1}^Q \gamma_q x_{qit} + e_{it} \quad (1)$$

ここで

y_{it} : t 年における都道府県 i の客観的健康指標

β_{1i} : 都道府県 i の主観的健康指標に対応する係数

s_{it} : t 年における都道府県 i の主観的健康指標

γ_q : 主観的健康指標以外の説明変数に対応する係数 ($q = 1, 2, \dots, Q$)

x_{qit} : t 年における都道府県 i の主観的健康指標以外の説明変数 ($q = 1, 2, \dots, Q$)

e_{it} : レベル1の変量効果 (平均0の正規分布

にしたがうと仮定)

推定結果を比較検討して、レベル1では定数項を入れないことにした。次に、レベル2において、 β_{1i} が都道府県ごとにランダムに変動すると仮定するならば、

$$\beta_{1i} = \tau_1 + \mu_{1i} \quad (2)$$

ここで

τ_1 はレベル2の定数項

μ_{1i} はレベル2の変量効果 [平均0の正規分布にしたがいで、かつ $\text{cov}(\mu_{1i}, e_{it}) = 0$ と仮定] となる。

また、 β_{1i} の変動が都道府県ごとの人口当たり病床数によって予測されると仮定するならば、

$$\beta_{1i} = \tau_1 + \alpha_1 z_i + \mu_{1i} \quad (3)$$

ここで

α_1 : レベル2の係数

z_i : 都道府県 i の人口当たり病床数

となる。なお、 β_{1i} の経験的ベイズ推定値³⁾をもとめ、その95%信頼区間の重なりをみれば、都道府県間で β_{1i} に統計的に有意な差異が存在するかどうかを確認することができる。

本研究において客観的健康指標として用いたのは、平均寿命 (単位年, 男女別) である⁶⁾。また、主観的健康指標として用いたのは、自己報告による健康度 (単位%, 男女別) である⁷⁾。これは、「国民生活基礎調査」のアンケートで「自覚症状なし・日常生活影響なし・通院なし」と回答した者の割合である。主観的健康指標としては健康意識を質問したものもあるが、男女別のデータがないため採用しなかった。自己報告による健康度以外のレベル1の説明変数として用いたのは、1人当たり県民所得 (単位千円, 実質値)⁸⁾、大学等進学率 (単位%, 男女別)⁹⁾、世帯人員1人当たり平均床面積 (単位 m^2)⁷⁾、健診や人間ドックを受診した者の割合 (単位%, 男女別)⁷⁾、たばこを毎日吸っている者の割合 (単位%, 男女別)⁷⁾ である。1人当たり県民所得の実質化にあたっては、県内総生産 (生産側, デフレーター: 連鎖方式) 平成17暦年 = 100⁸⁾を用いた。

本研究は都道府県別データの分析であるが、対象とした年は次の基準で選んだ。平均寿命の

データは、都道府県別では5年ごとに公表されている。また、「国民生活基礎調査」のデータのうち、本研究で用いたものについては3年ごとに公表されている。同じ年のデータが得られない場合には、2年以上離れることのないようにすり合わせを行った。平均寿命については平成12年、17年、22年のデータを採用したが、それぞれの年に対応する平均寿命以外のデータは平成13年、16年、22年のものを採用した。

レベル2における説明変数として用いたのは、

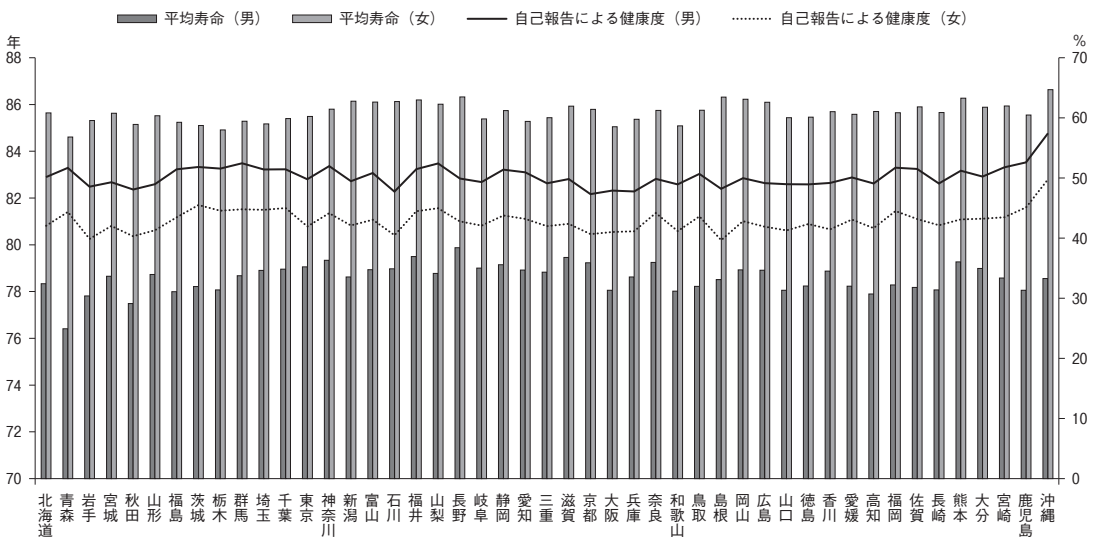
表1 データの記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
レベル1 (N=141)				
平均寿命・男(年)	78.59	0.99	75.67	80.88
平均寿命・女(年)	85.65	0.82	83.69	87.18
自己報告による健康度・男(%)	50.27	4.33	42.62	62.39
自己報告による健康度・女(%)	42.89	3.63	35.76	54.55
1人当たり県民所得(千円, 実質値)	2 756.00	444.00	1 995.00	4 987.00
大学等進学率・男(%)	44.40	7.90	28.10	64.80
大学等進学率・女(%)	48.20	7.80	32.90	69.10
世帯人員1人当たり平均床面積(m ²)	37.70	4.70	25.10	50.70
健診や人間ドックを受診した者の割合・男(%)	67.09	4.58	54.64	76.76
健診や人間ドックを受診した者の割合・女(%)	58.16	5.47	43.94	69.98
たばこを毎日吸っている者の割合・男(%)	36.20	5.98	24.69	47.05
たばこを毎日吸っている者の割合・女(%)	9.29	2.46	5.00	20.69
レベル2 (N=47)				
人口10万人当たり一般病院病床数(床)	1 185.30	284.60	721.00	2 183.90

人口10万人当たり一般病院病床数(床)¹⁰⁾である。平成13年、16年、22年のデータの平均をとっている。データの記述統計量については、表1に示した。本研究においては、都道府県別データを用いているため、レベル1についてはN=141、レベル2についてはN=47となっている。

図1は、各都道府県の平均寿命(平成12年、17年、22年についての平均値)と自己報告による健康度(平成13年、16年、22年について平均値)である。図2は、平均寿命と自己報告による健康度について、各年の都道府県の数値を平均0、標準偏差1に標準化して差(平均寿命-自己報告による健康度)をもとめ、さらに3年分の数値を平均したものである。この数値が大きいことは、人々が主観的に認識している健康状態よりも客観的な健康状態は良好であるという意味でずれが生じていること、あるいは、人々が

図1 平均寿命と自己報告による健康度



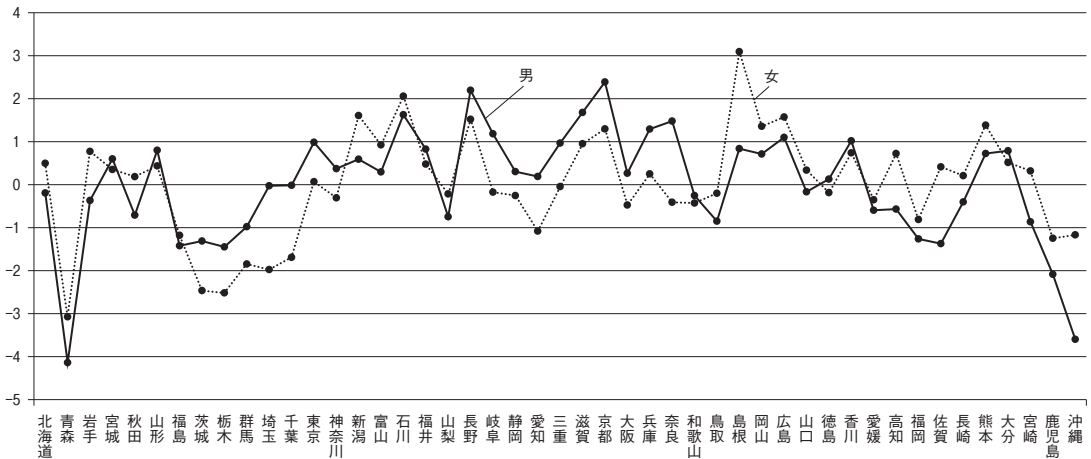
資料 厚生労働省、平成22年都道府県別生命表の概況。

厚生労働省、平成13年・16年・22年 国民生活基礎調査。

注 1) 平均寿命の数値は、平成12年、17年、22年について平均をとったものである。

2) 自己報告による健康度の数値は、「総数」に占める「自覚症状なし・日常生活影響なし・通院なし」と回答したものの割合である。平成13年、16年、22年について平均をとったものである。

図2 標準化した平均寿命と自己報告による健康度の差



資料 図1と同じ。

注 各年の都道府県の数値を平均0，標準偏差1に標準化し，差をもとめた。さらに3年分の数値を平均している。

客観的な健康状態の良さを過小に評価するという意味でずれが生じていることを示している。数値が小さい場合は，この逆のケースを示している。ただし，符号そのものには特別な意味がない。また，ここでやっていることは，地域ごとの総体的な健康指標の比較である。個人レベルで考えれば，主観的に健康状態を認識した時点から死亡する時点までに人によって数十年単位のラグがあることはいうまでもない。図2をみると，都道府県ごとにかなりの違いが生じていることがわかる。

本研究で用いたすべてのデータは，公的機関によって匿名化・集計され，公表された既存資料である。したがって，倫理的な問題は一切生じない。

本研究において提示するすべての推定結果は，restricted maximum likelihood methodによって計算されたものである。計算にあたっては，統計ソフトウェアHLM6を利用した。また，不均一分散の可能性を考慮に入れて，誤差バイアスをロバスト修正してある。なお，分析にあたっては，すべてのデータについて対数変換をほどこしている。よって，もとめた係数の値は

表2 自己報告による健康度に対応する係数が都道府県ごとにランダムに変動すると仮定した場合の推定結果

	男		女	
	パラメータ	p 値	パラメータ	p 値
固定効果				
自己報告による健康度	0.239	0.000	0.145	0.000
1人当たり県民所得（実質値）	0.274	0.000	0.239	0.000
大学等進学率	0.033	0.140	0.081	0.000
世帯人員1人当たり平均床面積	0.209	0.000	0.215	0.000
健診や人間ドックを受診した者の割合	0.141	0.004	0.197	0.000
たばこを毎日吸っている者の割合	-0.060	0.058	0.057	0.001
変量効果				
分散成分				
自己報告による健康度	0.00012	0.000	0.00016	0.000
レベル1	0.00018		0.00015	
Deviance	-620.802		-623.509	
パラメータ数	2		2	

注 1) 推定はrestricted maximum likelihood methodで行った。
 2) 誤差バイアスはロバスト修正した。
 3) Devianceは対数尤度関数の最大値に-2をかけたものである。

弾力性を表している。

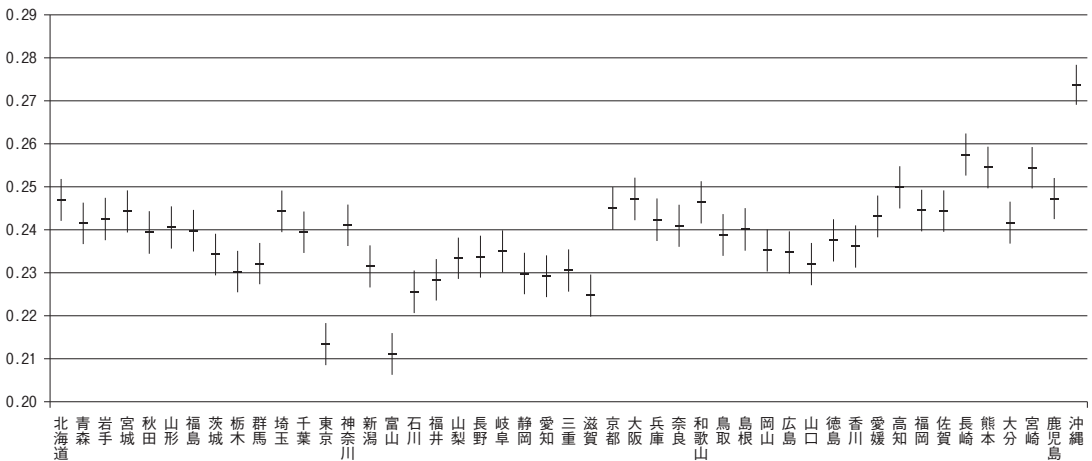
Ⅲ 結 果

表2は，レベル2において，自己報告による健康度に対応する係数が都道府県ごとにランダムに変動すると仮定した場合の推定結果である。まず，レベル2の変量効果の分散が0であるという帰無仮説について検証を行った。自己報告による健康度については，男女ともに $p < 0.001$ であった。次に，固定効果についてである。自

己報告による健康度に対応する係数については、男女ともに1%の有意水準で有意であった。符号は、プラスであった。よって、自己報告による健康度が良好であるほど、平均寿命が長い傾向があることが確認された。1人当たり県民所得（実質値）に対応する係数については、男女ともに1%の有意水準で有意であった。符号は、プラスであった。よって、1人当たり県民所得（実質値）が高いほど、平均寿命も長い傾向があることが確認された。大学等進学率に対応する係数については、女性は符号がプラスで1%の有意水準で有意であったが、男性については統計的に有意とはならなかった。女性について

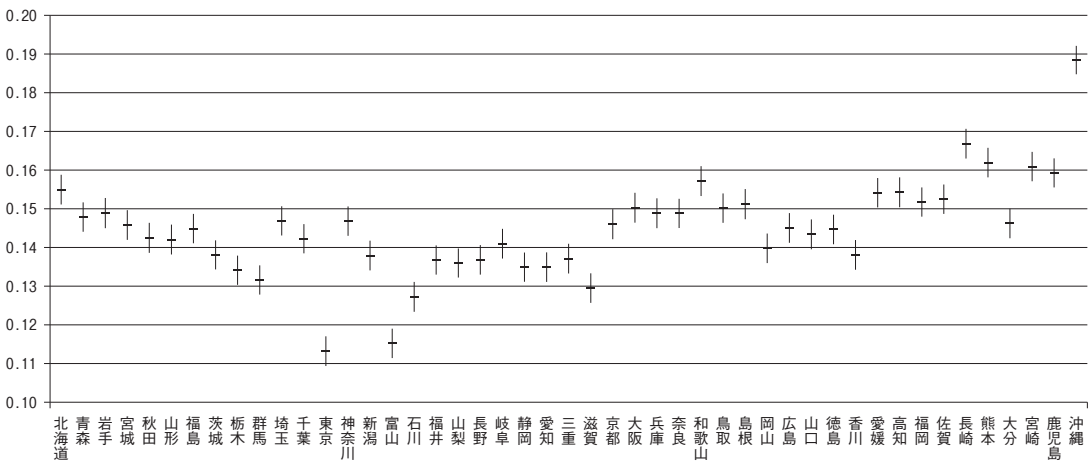
は、大学等進学率が高いほど、平均寿命が長い傾向があることが確認された。世帯人員1人当たり平均床面積に対応する係数については、男女ともに1%の有意水準で有意であった。符号は、プラスであった。世帯人員1人当たり平均床面積が広いほど、平均寿命が長い傾向があることが確認された。健診や人間ドックを受診した者の割合に対応する係数については、男女ともに1%の有意水準で有意であった。符号は、プラスであった。健診や人間ドックを受診した者の割合が高いほど、平均寿命が長い傾向があることが確認された。たばこを毎日吸っている者の割合に対応する係数については、男女で全

図3 自己報告による健康度に対応する係数の経験的バイズ推定値（男）



注 マーカーは経験的バイズ推定値、実線はその95%信頼区間を示す。

図4 自己報告による健康度に対応する係数の経験的バイズ推定値（女）



注 マーカーは経験的バイズ推定値、実線はその95%信頼区間を示す。

く異なる結果となった。男性については、 p 値が0.058であり、10%の有意水準では有意となった。符号はマイナスとなっており、たばこを毎日吸っている者の割合が高いほど、平均寿命が短い傾向があることが確認された。喫煙が健康に及ぼす影響を考慮すると、納得がいく結果である。一方、女性については、符号がプラスであり、1%の有意水準で有意となった。この結果は、常識的に想定されるものとは正反対である。

これらの推定結果にもとづいて、各都道府県について自己報告による健康度に対応する係数の経験的ベイズ推定値をもとめた。図3と図4がその結果を示している。これらの図において、経験的ベイズ推定値の95%信頼区間が互いに重なり合うことのない都道府県がみられた。よって、このような都道府県間においては、主観的健康指標の良好さが客観的健康指標の良好さにつながる度合いに統計的に有意な差異が存在することが確認できた。

さて、以上の分析結果をうけて、このような差異が医療資源量（本研究で用いたのは、人口10万人当たり一般病院病床数）の多寡によって説明できるかどうかを検証してみた。表3は、推定結果である。レベル2における定数項と人口10万人当たり一般病院病床数に対応する係数の数値を除けば、表2で示した推定結果とほぼ変わらないが、男性の大学等進学率に対応する係数が10%の有意水準で有意となった。レベル2における人口10万人当たり一般病院病床数に対応する係数については、符号がプラスであり、1%の有意水準で有意となった。したがって、人口10万人当たり一般病院病床数が多い都道府県では、自己報告による健康度に対応する係数が大きいこと、すなわち、自己報告による健康度の良好さが平均寿命の長さにつながる度合いがさらに高くなっていることが確認された。

表3 自己報告による健康度に対応する係数の差異を人口当たり病床数の違いによって説明した推定結果

	男		女	
	パラメータ	p 値	パラメータ	p 値
固定効果				
自己報告による健康度				
定数項	0.133	0.057	0.005	0.918
人口10万人当たり一般病院病床数	0.015	0.006	0.020	0.001
1人当たり県民所得（実質値）	0.277	0.000	0.244	0.000
大学等進学率	0.040	0.062	0.087	0.000
世帯人員1人当たり平均床面積	0.182	0.000	0.190	0.001
健診や人間ドックを受診した者の割合	0.151	0.002	0.202	0.000
たばこを毎日吸っている者の割合	-0.058	0.072	0.058	0.001
変量効果				
分散成分				
自己報告による健康度	0.00011	0.000	0.00014	0.000
レベル1	0.00018		0.00015	
Deviance				
パラメータ数	-615.282		-619.979	
	2		2	

注 1) 推定はrestricted maximum likelihood methodで行った。
 2) 誤差バイアスはロバスト修正した。
 3) Devianceは対数尤度関数の最大値に-2をかけたものである。

IV 考 察

日本ではなぜ主観的健康指標と客観的健康指標とが大きく乖離するのだろうか。このことを解明する手掛かりを得るため、これらの指標間の関係について明らかにすることが本研究の目的であった。日本は国際的にみて人口当たりの病床数が多いことで知られており、この変数とのかかわりについても分析を試みた。

分析結果から、人口当たり病床数が多い地域ではそれ以外の地域と比べて、主観的健康指標と客観的健康指標との乖離（標準化した客観的健康指標－標準化した主観的健康指標）が大きくなっている可能性があることがわかった。今後、OECDの国別データを用いた分析を行い、同様の結果が得られるかどうかを検証するつもりである。その際には、医療資源量以外にも国ごとの差異を説明できる要因があるかどうかについても探る必要があると考えている。

女性の喫煙に関する分析結果が、常識的に想定されるものとは正反対となったことについては、本研究の主たる目的ではないので深く掘り下げなかった。この問題についても、今後の研

究課題としたい。

文 献

- 1) OECD. How's Life? 2015 : MEASURING WELL-BEING. Paris : OECD, 2015. (西村美由起. OECD 幸福度白書3 - より良い暮らし指標 : 生活向上と社会進歩の国際比較 -. 東京 : 明石書店, 2016 ; 84-8.)
- 2) Nishi A, Kawachi I, Shirai K, et al. Sex/Gender and Socioeconomic Differences in the Predictive Ability of Self-Rated Health for Mortality. PLoS ONE 2012 ; 7 (1) : 1-8.
- 3) Raudenbush SW, Bryk AS. Hierarchical Linear Models : Applications and Data Analysis Methods Second Edition. Thousand Oaks : Sage Publications, 2002 ; 16-95.
- 4) Raudenbush S, Bryk A, Cheong YF, et al. HLM6 : Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling. Lincolnwood : Scientific Software International, 2004 ; 7-66.
- 5) 佐川和彦. 日本の医療制度と経済 - 実証分析による解明 -. 東京 : 薬事日報社, 2012 ; 115-32.
- 6) 厚生労働省. 平成22年都道府県別生命表の概況. (<http://www.mhlw.go.jp>) 2018.2.11.
- 7) 厚生労働省. 平成13年・16年・22年 国民生活基礎調査. (<http://www.mhlw.go.jp>) 2018.2.11.
- 8) 内閣府. 県民経済計算 (平成13年度 - 平成26年度) (93SNA, 平成17年基準計数). (<http://www.cao.go.jp>) 2018.2.11.
- 9) 文部科学省. 学校基本調査 (平成13年度・16年度・22年度). (<http://www.mext.go.jp>) 2018.2.11.
- 10) 厚生労働省. 医療施設調査 (平成13年・16年・22年). (<http://www.mhlw.go.jp>) 2018.2.11.