

論 文

主観的健康指標と客観的健康指標の乖離がもたらす影響について

佐 川 和 彦

1. はじめに

OECDは、加盟国を対象とした幸福度についての調査研究を行っている。幸福度は、さまざまな要因によって決まってくる。なかでも、健康はきわめて重要な要因となるであろう。OECDの調査では、日本は平均寿命ではトップでありながら、主観的健康指標では最低ランクという状態にある¹。主観的健康指標と客観的健康指標との乖離について解明することは、重要な研究課題である。主観的健康指標をテーマとした研究は多く、また、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の一例として、Nishi, Kawachi, Shirai, Hirai, Jeong and Kondo (2012) が挙げられる。Nishi, Kawachi, Shirai, Hirai, Jeong and Kondo (2012) は、高齢者のみを対象として、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みだしている。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。主観的健康指標と客観的健康指標との乖離が生じる原因について分析した研究として、佐川 (2019) がある。佐川 (2019) は、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が大きくなっている可能性がある」と指摘している。

さて、主観的健康指標と客観的健康指標が乖離していることは、日本人の幸福度も含めて経済や社会のさまざまな面に影響を与えていると考えられる。本研究の目的は、医療面（とくに医療費）に及ぶ影響に焦点を当てて、これを解明することである。

1 出所は、OECD東京センター「より良い暮らし指標」(<https://www.oecd.org/tokyo>) である。

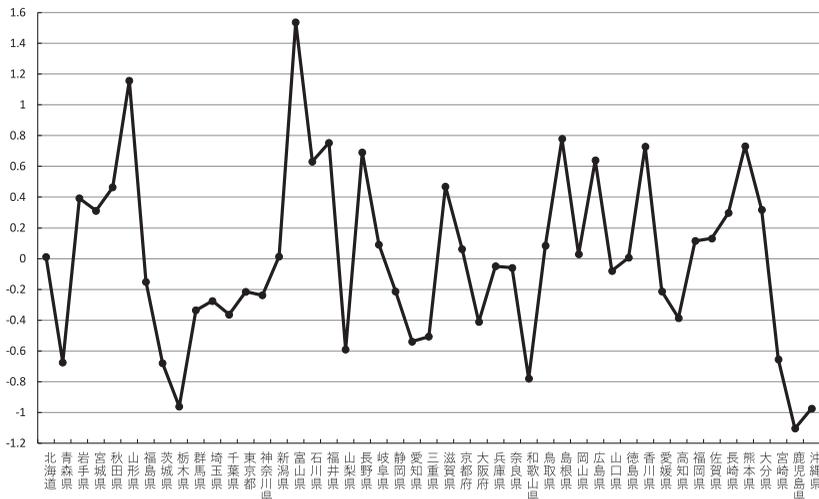
2. 分析方法およびデータ

本研究では、日本の都道府県別の年次データ（4年分）を使用することによりパネルデータ分析を行った。本研究で使用したデータは毎年公表されるものもあるが、数年おきにしか公表されないものもある。したがって、必ずしも同じ年のデータが利用できたわけではなく、多少のずれが生じている。変数は以下の通りである。対象とした年については、その都度提示する。

被説明変数としたのは、1人当たり国民医療費（千円，実質値），1人当たり国民医療費・入院（千円，実質値），1人当たり国民医療費・入院外（千円，実質値）である。対象は、平成14年，17年，23年，27年である。以下では，1人当たり国民医療費・入院を入院，1人当たり国民医療費・入院外を入院外と省略して表記する。説明変数としたのは，客観的健康指標と主観的健康指標との差である。客観的健康指標としては，平均寿命（男女別のものをそれぞれの人口によって加重平均したもの）を用いた。対象は，平成12年，17年，22年，27年である。主観的健康指標としては，健康意識（現在の健康状態について尋ねられた質問に対して，「よい」「まあよい」と回答した者の割合）を用いた。対象は，平成13年，16年，22年，25年である。それぞれのデータを平均0，標準偏差1に標準化したうえで，差をもとめた。図1には，4年分の数値の平均をとったものを示した。本研究においては，客観的健康指標と主観的健康指標との差を説明変数としたものをモデル1とする。また，客観的健康指標と主観的健康指標とを別々に説明変数としたものをモデル2とする。モデル2の場合には，標準化していないデータを用いた。健康指標以外の説明変数については，モデル1とモデル2で共通としており，それぞれ1人当たり県民所得（千円，実質値），人口10万対医療施設従事医師数，65歳以上人口割合を用いた。人口10万対医療施設従事医師数の対象年は，平成14年，16年，22年，26年である。これ以外の対象年については，1人当たり国民医療費と合わせた²。

2 1人当たり国民医療費のデータの出所は，厚生労働省「国民医療費」各年度版 (<https://www.mhlw.go.jp>) である。平均寿命のデータの出所は，厚生労働省「平成27年都道府県別生命表の概況」(<https://www.mhlw.go.jp>) である。加重平均に用いた男女別の人口のデータの出所は，総務省統計局「都道府県・市

主観的健康指標と客観的健康指標の乖離がもたらす影響について



資料 厚生労働省「平成27年都道府県別生命表の概況」(<https://www.mhlw.go.jp>)
 総務省統計局「都道府県・市区町村のすがた（社会・人口統計体系）」(<https://www.stat.go.jp>)

厚生労働省「国民生活基礎調査」各年版 (<https://www.mhlw.go.jp>)

注 平均寿命と健康意識の数値を平均0，標準偏差1に標準化し，差をもとめた。さらに4年分の数値の平均をとった。

図1 標準化した客観的健康指標と主観的健康指標の差

区町村のすがた（社会・人口統計体系）」(<https://www.stat.go.jp>)である。健康意識のデータの出所は，厚生労働省「国民生活基礎調査」各年版 (<https://www.mhlw.go.jp>)である。1人当たり県民所得のデータの出所は，内閣府「県民経済計算」各年度版（平成14年度および17年度は1993SNA・平成17年基準計数，23年度および27年度は2008SNA・平成23年基準計数）(<https://www.cao.go.jp/>)である。なお，本研究では，平成17年基準計数と平成23年基準計数をそのまま用いたことを注意しておきたい。人口10万対医療施設従事医師数（従業地による都道府県別）のデータの出所は，厚生労働省「平成26年医師・歯科医師・薬剤師調査」(<https://www.mhlw.go.jp>)である。65歳以上人口割合のデータの出所は，総務省統計局「人口推計 長期時系列データ（平成12年～27年）」(<https://www.stat.go.jp>)である。1人当たり国民医療費と1人当たり県民所得の実質化にあたっては，総務省統計局「2015年基準消費者物価指数」(<https://www.stat.go.jp>)の全国・総合・年度平均を用いた。

さて、パネルデータ分析においては、モデル選択、系列相関、不均一分散に関する検定を行う必要がある。通常は、次のように検定作業を進めていく。まず、プールした最小二乗法モデルと比べて、固定効果モデルおよび変量効果モデルの妥当性について調べる。固定効果モデルについては F 検定、変量効果モデルについてはLagrange multiplier検定を行う。さらに、固定効果モデルか変量効果モデルかを選ぶために、Hausman検定を行う³。注意すべき点は、誤差項に系列相関がある場合や不均一分散の場合には、Hausman検定によって選択を行うことはできないことである⁴。この場合は、2つのモデルの推定結果を提示しなければならない。2つのモデルの推定結果のうち違いが生じた部分については結論を保留し、両モデルに共通した結果については、どちらのモデルが妥当であるかどうかに関係なく意味を持つと考えればよいであろう。本研究では、系列相関についてはBaltagi-Li検定⁵、不均一分散についてはBreusch-Pagan検定⁶を行う。なお、1階の系列相関がある場合の対策としてはAR(1)モデルを推定し、分散が均一でない場合の対策としては誤差バイアスをロバスト修正して推定する。系列相関があり、かつ分散が均一でない場合には、系列相関の対策を優先する⁷。

分析に用いたデータの記述統計量については、表1に示した。なお、本研究におけるすべての計算は、Stata/SE 15.1を用いて行った。

3. 結 果

まず、モデル選択、系列相関、不均一分散の検定結果について述べておく。

固定効果モデルの妥当性に関する F 検定の結果は、次のようになった。1人当たり国民医療費のモデル1についての統計量は34.71 (p 値は0.000)、モデル2についての統計量は38.31 (p 値は0.000)であった。入院のモデル1につ

3 F 検定, Lagrange multiplier検定, Hausman検定については、北村(2005)を参照。

4 松浦・マッケンジー(2009)を参照。

5 Baltagi-Li検定については、Baltagi(2008)を参照。

6 Breusch-Pagan検定については、Breusch and Pagan(1979)を参照。

7 Wooldridge(2002)を参照。

主観的健康指標と客観的健康指標の乖離がもたらす影響について

表1 データの記述統計量

	観察値	平均値	標準偏差	最小値	最大値
1人当たり国民医療費(千円, 実質値)	188	304	49	202	444
1人当たり国民医療費・入院(千円, 実質値)	188	118	26	68	206
1人当たり国民医療費・入院外(千円, 実質値)	188	109	12	78	140
平均寿命(年)	188	82.67	1.08	79.87	84.79
健康意識(%)	188	38.0	4.0	27.7	48.0
標準化した平均寿命と健康意識の差	188	3.17E-09	1.62	-3.20	3.19
1人当たり県民所得(千円, 実質値)	188	2,856	493	2,090	5,378
人口10万対医療施設従事医師数(人)	188	216.6	38.9	121.8	307.9
65歳以上人口割合(%)	188	23.8	4.1	14.2	33.8

いての統計量は30.01 (p 値は0.000), モデル2についての統計量は30.23 (p 値は0.000)であった。入院外のモデル1についての統計量は34.18 (p 値は0.000), モデル2についての統計量は38.82 (p 値は0.000)であった。各主体別の効果は等しいという帰無仮説はすべてのケースにおいて棄却された。よって、固定効果モデルが採択された。

変量効果モデルの妥当性に関するLagrange multiplier検定の結果は、次のようになった。1人当たり国民医療費のモデル1についての統計量は208.18 (p 値は0.000), モデル2についての統計量は208.26 (p 値は0.000)であった。入院のモデル1についての統計量は200.43 (p 値は0.000), モデル2についての統計量は202.47 (p 値は0.000)であった。入院外のモデル1についての統計量は207.99 (p 値は0.000), モデル2についての統計量は208.34 (p 値は0.000)であった。各主体別の効果の分散が0であるという帰無仮説はすべてのケースにおいて棄却された。よって、変量効果モデルが採択された。

系列相関に関する検定の結果は、次のようになった。1人当たり国民医療費のモデル1についての統計量は29.23 (p 値は0.000), モデル2についての統計量は29.20 (p 値は0.000)であった。入院のモデル1についての統計量は19.20 (p 値は0.000), モデル2についての統計量は20.32 (p 値は0.000)であった。入院外のモデル1についての統計量は26.92 (p 値は0.000), モデル2についての統計量は27.54 (p 値は0.000)であった。系列相関がないという帰無仮説はすべてのケースにおいて棄却された。

不均一分散に関する検定の結果は、次のようになった。1人当たり国民医療

費のモデル1についての統計量は17.06 (p 値は0.000), モデル2についての統計量は17.06 (p 値は0.000)であった。入院のモデル1についての統計量は39.91 (p 値は0.000), モデル2についての統計量は39.94 (p 値は0.000)であった。入院外のモデル1についての統計量は3.19 (p 値は0.0743), モデル2についての統計量は3.46 (p 値は0.0628)であった。1人当たり国民医療費と入院では、誤差項の分散が均一であるという帰無仮説は棄却された。一方、入院外では、帰無仮説は棄却されなかった。

これらの検定結果をうけて、本研究では必要と考えられる対策を講じながら、変量効果モデルと固定効果モデルの両方の推定を行った。ここで、2つのモデルの推定結果のうち違いが生じた部分については、無理が生じない範囲で解釈を加えることにするが、基本的には結論を保留することにした。しかしながら、両モデルに共通した結果については、どちらのモデルが妥当であるかどうかに関係なく意味を持つと判断することにした。

推定結果を表2, 3, 4に示した。これらの結果は、すべて誤差項がAR(1)にしたがうモデルとなっている。変量効果モデルについては、観察値は188であった。一方、固定効果モデルについては、Cochrane-Orcutt法を用いたため、観察値は141まで減少した。表2(a)は、1人当たり国民医療費のモデル1の推定結果である。説明変数のうち、客観的健康指標と主観的健康指標との差に対応するパラメータについては、変量効果モデルと固定効果モデルともに符号はプラスであり、1%の有意水準で有意となった。よって、客観的健康指標が主

表2(a) 推定結果 (1人当たり国民医療費, モデル1)

説明変数	変量効果		固定効果	
	パラメータ	p 値	パラメータ	p 値
客観的健康指標 - 主観的健康指標	8.18	0.000	8.28	0.000
1人当たり県民所得	-0.00837	0.008	-0.000388	0.922
人口10万対医師数	0.509	0.000	0.398	0.001
65歳以上人口割合	5.24	0.000	5.18	0.000
定数項	92.4	0.000	98.1	0.000
全体の決定係数	0.856		0.784	
推定された自己回帰係数	0.454		0.454	
観察値	188		141	

注：誤差項がAR(1)にしたがうモデルである。

主観的健康指標と客観的健康指標の乖離がもたらす影響について

観的健康指標を上回る方向でその差が拡大していくにつれて、1人当たり国民医療費は増加していく傾向があることが確認された。1人当たり県民所得に対応するパラメータについては、予想された符号はプラスであったが、変量効果モデルと固定効果モデルともにマイナスであった。変量効果モデルでは1%の有意水準で有意となったが、一方で、固定効果モデルでは統計的に有意とはならなかった。全国的にみると、分析対象とした期間中、1人当たり県民所得が減少している年があるのに対して、1人当たり国民医療費は増加し続けている。これが原因と考えられる⁸。人口10万対医療施設従事医師数に対応するパラメータについては、変量効果モデルと固定効果モデルともに符号はプラスであり、1%の有意水準で有意となった。これは、人口当たりの医師数の増加によって、患者が医療サービスをより利用しやすくなり、受診を増やすためというのが一つの解釈である。65歳以上人口割合に対応するパラメータについても、変量効果モデルと固定効果モデルともに符号はプラスであり、1%の有意水準で有意となった。高齢化の進展にともない、医療費が増大していくことが確認された。

表2(b)は、1人当たり国民医療費のモデル2の推定結果である。健康指標以

表2(b) 推定結果（1人当たり国民医療費，モデル2）

説明変数	変量効果		固定効果	
	パラメータ	p値	パラメータ	p値
客観的健康指標	11.3	0.000	6.04	0.123
主観的健康指標	-1.86	0.000	-2.03	0.000
1人当たり県民所得	-0.0127	0.000	0.000418	0.924
人口10万対医師数	0.507	0.000	0.420	0.001
65歳以上人口割合	4.20	0.000	5.37	0.000
定数項	-735	0.000	-335	0.048
全体の決定係数	0.854		0.789	
推定された自己回帰係数	0.437		0.437	
観察値	188		141	

注：誤差項がAR(1)にしたがうモデルである。

8 今後の課題として、次のような仮説を検証する必要がある。すなわち、長期的には、所得と医療費の間には正の相関があるが、一時的な所得の減少に対しては、医療費が敏感に反応して減少することはないというものである。

外の結果については、モデル1とほぼ同様の解釈が可能である。客観的健康指標に対応するパラメータについては、変量効果モデルでは符号はプラスで1%の有意水準で有意となっている。固定効果モデルでも符号はプラスであるが、 p 値は0.123であり、統計的に有意とはならなかった。したがって、結論は保留する⁹。次に、主観的健康指標に対応するパラメータについては、変量効果モデルと固定効果モデルともに符号はマイナスであり、1%の有意水準で有意となった。これは、主観的健康指標が下がるほど、1人当たり国民医療費は増加していく傾向があることを示している。健康に自信がない人や実際に自覚症状がある人は、そうでない人と比べて、医療機関を受診する機会が多く、医療費が多くなりやすいからであろう。

表3(a)と表3(b)は、それぞれ、入院についてのモデル1とモデル2の推定結果である。入院については、パラメータの符号や有意性において、1人当たり国民医療費の場合と同様の結果となった。

表4(a)と表4(b)は、それぞれ、入院外についてのモデル1とモデル2の推定結果である。健康指標に対応するパラメータについては、モデル1の固定効果モデルにおいて p 値が0.060となった。しかし、統計的には問題はないと考えられる。これ以外は、健康指標に対応するパラメータについては、1人当たり

9 本研究の結果から、今後の研究において重要な課題がみだされた。すなわち、客観的健康指標に対応するパラメータの符号がプラスになったことについてである。固定効果モデルでは、統計的に有意とならなかったとはいえ、考察に値するであろう。符号がプラスであることを額面通りに受けとめて解釈するならば、平均寿命が延びると医療費が増加するということになる。平均寿命の上昇による高齢化の進展が原因とも考えられるが、本研究では、65歳以上人口割合を説明変数として加えてコントロールしている。そのため、平均寿命を健康水準の指標としてとらえるならば、マイナスの符号となってもおかしくはないのである。そもそも、平均寿命と医療費との間の因果関係は一方のみのものではなく、互いにフィード・バックしていると考えられる。また、影響が出るまでのラグも存在するであろう。本研究の分析においては、逆向きの因果関係、すなわち、多くの医療費が費やされることによって、平均寿命が延びるという関係が前面にでてきたという可能性もある。この問題については、今後さらに検証を続けていかなければならない。

主観的健康指標と客観的健康指標の乖離がもたらす影響について

表 3(a) 推定結果（1人当たり国民医療費・入院，モデル 1）

説明変数	変量効果		固定効果	
	パラメータ	p値	パラメータ	p値
客観的健康指標－主観的健康指標	3.29	0.000	4.48	0.000
1人当たり県民所得	-0.0127	0.000	-0.000321	0.898
人口10万対医師数	0.355	0.000	0.180	0.017
65歳以上人口割合	1.13	0.000	1.75	0.000
定数項	50.0	0.000	36.6	0.000
全体の決定係数	0.784		0.594	
推定された自己回帰係数	0.512		0.512	
観察値	188		141	

注：誤差項がAR(1)にしたがうモデルである。

表 3(b) 推定結果（1人当たり国民医療費・入院，モデル 2）

説明変数	変量効果		固定効果	
	パラメータ	p値	パラメータ	p値
客観的健康指標	3.27	0.000	1.78	0.466
主観的健康指標	-0.803	0.000	-1.08	0.000
1人当たり県民所得	-0.0131	0.000	0.000787	0.775
人口10万対医師数	0.356	0.000	0.202	0.010
65歳以上人口割合	1.07	0.000	2.01	0.000
定数項	-187	0.003	-81.8	0.383
全体の決定係数	0.784		0.612	
推定された自己回帰係数	0.503		0.503	
観察値	188		141	

注：誤差項がAR(1)にしたがうモデルである。

国民医療費の場合と同様の結果となった。

4. 考 察

国際比較データからわかる日本の特徴は、主観的健康指標と客観的健康指標の乖離がきわめて大きいことである。本研究では、このような乖離が医療費にどのような影響を及ぼしているかを明らかにした。計量分析によってえられた結果からは、客観的健康指標が主観的健康指標を上回る方向でその差が拡大していくにつれて、1人当たり国民医療費は増加していく傾向があることが確認された。日本の健康指標は、まさしくこのような方向で乖離しているのであり、

表4(a) 推定結果 (1人当たり国民医療費・入院外, モデル1)

説明変数	変量効果		固定効果	
	パラメータ	p値	パラメータ	p値
客観的健康指標 - 主観的健康指標	0.818	0.000	0.427	0.060
1人当たり県民所得	0.00243	0.072	0.00179	0.286
人口10万対医師数	0.106	0.000	0.0705	0.129
65歳以上人口割合	1.00	0.000	0.751	0.001
定数項	55.3	0.000	73.2	0.000
全体の決定係数	0.58		0.505	
推定された自己回帰係数	0.363		0.363	
観察値	188		141	

注：誤差項がAR(1)にしたがうモデルである。

表4(b) 推定結果 (1人当たり国民医療費・入院外, モデル2)

説明変数	変量効果		固定効果	
	パラメータ	p値	パラメータ	p値
客観的健康指標	2.66	0.000	2.45	0.125
主観的健康指標	-0.114	0.031	-0.125	0.033
1人当たり県民所得	0.000280	0.844	0.000877	0.625
人口10万対医師数	0.103	0.000	0.0424	0.391
65歳以上人口割合	0.489	0.009	0.442	0.144
定数項	-141	0.000	-109	0.102
全体の決定係数	0.534		0.379	
推定された自己回帰係数	0.455		0.455	
観察値	188		141	

注：誤差項がAR(1)にしたがうモデルである。

これが医療費の増加要因の一つとなっている可能性があることがわかったのである。さらに、2つの健康指標を別々に説明変数として入れたモデルの結果からは、主観的健康指標が下がるほど、1人当たり国民医療費は増加していく傾向があることが確認された。医療費の増加においては、日本人の主観的健康指標の低さがとくに重要な要因となるようである。

さて、日本人の主観的健康指標が低いことそれ自体は、決して悪いことではないであろう。主観的健康指標が高すぎると、自らの健康を過信してしまい、不摂生になってしまう可能性もある。そして、病気にかかってからも医療機関を受診するタイミングが遅れてしまい、症状を悪化させてしまうこともありう

る。この場合は、医療費の増大につながる可能性がある。もちろん、上述のように、健康に自信がない人や実際に自覚症状がある人は、そうでない人と比べて、医療機関を受診する機会が多く、医療費が多くなりやすいと考えられる。国民全体の平均的な主観的健康指標が低いことは医療費増大の要因になりうる。さらには、過剰な診療による無駄な医療費が発生している可能性がないとはいえない。結局、自らの健康状態について正確な情報を持ち、適切な受診行動をとるのが望ましいということになる。

われわれの幸福度を決定づける要因として、健康はきわめて重要なものである。客観的にみて健康であることが基本であるが、それを認識できていなければ、幸福感につながらないであろう。このような観点から、主観的健康指標を適度な水準に保つこと（客観的健康指標に近づけていくこと）が大切である。その実現に向けて重要であるのは健康診断である。健康診断は、病気の早期発見・早期治療のためには欠かせないものである。そして、健康である場合も含めて、自らの健康状態について正確な情報をえるために、この上なく重要な機会なのである。ありきたりの提言であるが、医療政策としては、健康診断受診率の100%達成を目指すべきである。

参考文献

- 北村行伸（2005）『パネルデータ分析』岩波書店。
- 佐川和彦（2019）「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」『厚生指標』第66巻，第4号，36-42ページ。
- 松浦克己・マッケンジー，コリン（2009）『ミクロ計量経済学』東洋経済新報社。
- Baltagi, B.H. (2008) *Econometric Analysis of Panel Data, Fourth edition*, John Wiley & Sons.
- Breusch, T.S. and A.R. Pagan (1979) “A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation,” *Econometrica*, Vol. 47(5), pp. 1287-1294.
- Nishi, A., I. Kawachi, K. Shirai, H. Hirai, S. Jeong and K. Kondo (2012) “Sex/Gender and Socioeconomic Differences in the Predictive Ability of Self-Rated Health for Mortality,” *PLoS ONE*, Vol. 7(1), pp. 1-8.
- Wooldridge, J.M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press.