

健康と貧困

——新たな貧困率の推計の試み——

小 塩 隆 士

本稿では、健康から見て意味のある貧困線や貧困率を、厚生労働省の「国民生活基礎調査」の1986年から2016年調査の世帯票・所得票・健康票の結果に基づき、健康格差最大化アプローチ、最尤法アプローチという2つの方法によって探索的に検討する。得られた主な結果は、次の通りである。貧困線は通常、所得中央値の50%ないし60%として定義されるが、健康格差を最も浮き彫りにするという点で、健康から見て意味のある貧困線は、そうした通常の貧困線より幾分高めに設定される。したがって、貧困率も通常定義される貧困率もやや高めになる。つまり、通常の貧困線や相対的貧困率の水準は、健康面から見るとやや低めになっていると評価できる。この結果は、所得以外の貧困要因(学歴・セーフティネット・居住環境)を考慮しても、また、貧困の深刻さを考慮にした貧困ギャップ率で分析しても、基本的に変わらない。
JEL classification codes: I14, I18, I32

1. はじめに

健康が個人の社会経済的因子によって大きく左右されることはよく知られており、関連する実証分析が内外で数多く蓄積されている。社会経済的因子の中で、健康に重要な影響を及ぼす代表的なものとして貧困がある。所得水準が低ければ、栄養価の高い食事を摂ることが難しく、十分な医療サービスを受けることができなくなるために、健康面のアウトカムが悪化する危険性が高くなる(Lorant et al. 2003; Mackenbach et al. 2008; Marmot, 2005; Zimmerman and Katon, 2005)。さらに、所得は学歴など社会階層などその他の社会経済的因子とも密接に関連し、喫煙や余暇時間における運動など、健康リスク行動に大きな影響を及ぼすので、貧困はその面でも健康に悪影響を与える(Bhattacharya et al. 2004; Morris, 2005; Jarvandi et al., 2002; Stringhini et al., 2010)。また、低所得は居住環境とも密接に関係するので、それらの要因の健康への影響を反映する面もある(Cattell, 2001; Mood and Jonsson, 2016)。

こうした点を考えると、社会全体における貧困の度合いを調べることは社会全体の健康の度

合いを把握する上で重要な作業であることが明らかである。それと同時に、健康は所得に影響し、健康が優れなければ良好な就業機会を得られず、それだけ貧困リスクが高まるという逆方向の因果関係もあり得る。さらに最近では、社会全体の貧困の度合いが、個人レベルの貧困の影響を制御しても、個人の健康に影響することも明らかになっている(Kondo et al., 2009; Oshio and Kobayashi, 2009)。貧困と健康との間のこのような密接な関係を念頭に入ると、貧困の把握に際しても健康面からの考慮が必要であることが分かる。

しかし、社会全体の貧困の度合いを示す貧困率は通常、健康面からの考慮なしに測定される。例えば、最も代表的な貧困指標である相対的貧困率は、世帯規模を調整した、世帯人員ベースの等価所得の中央値を計算し、その50%あるいは60%を貧困線として設定したうえで、等価所得がその貧困線を下回る個人の社会全体に占める比率として定義される(EU, 2022; OECD, 2022)。しかし、その貧困線の引き方はあくまでも裁量的であり、しっかりとした根拠があるわけではない。相対的貧困率を含む、より一般的な貧困指標として RTG 指標(Foster

et al., 1984)があるが、貧困線の引き方が裁量的であるという点では同じである¹⁾。

もちろん、経済政策の観点からだけでは、貧困線の設定や貧困率の計算を健康と関連づけて行う必要はないかもしれない。しかし、健康から見て意味のある貧困線や貧困率—それらを本稿では「健康版貧困線」(health-relevant poverty line)及び「健康版貧困率」(health-relevant poverty rate)と呼ぶことにする—を導出できるとすれば、それらの水準や動きから医療政策や関連する公共政策にとって重要な示唆を読み取ることもできる。通常定義される貧困線は健康から見ると低すぎ、したがって、それに基づいて計算される貧困率は低すぎるかもしれない。もちろん、その逆の可能性もある。

そこで問題となるのは、健康面から見て最も望ましい貧困線や貧困率の引き方に関する、しっかりとした理論モデルが存在しないことである。そのため、本稿では、具体的なデータに基づいて、社会全体の健康格差を最も明確に浮き彫りにするような貧困線や貧困率を探索的に検討することにする²⁾。

2. 背景

日本では、貧困問題への関心が2000年代に入ってから急速に高まってきた(橘木・浦川, 2006)。世界金融危機の発生やその影響を受けた景気の長期低迷、あるいは「子どもの貧困」問題(阿部, 2008; 阿部, 2014)への注目などがその背景にある。日本の相対的貧困率(貧困線は、等価所得ベースの可処分所得の中央値の50%)は、厚生労働省「国民生活基礎調査」を用いて計算されるが、ここ数年は15—16%で推移している。貧困率はこれまで上昇してきたが、その上昇幅は限定的であり、2012年以降は若干ながら低下している。こうした動向には、長期的な景気低迷を受けて所得の中央値、そして貧困線が2000年代に入ってから低下傾向を示してきたことが一部反映されている。

日本の貧困率の水準は、国際的に高いほうに位置している。実際、OECD加盟国全体の中では、日本の貧困率は上位三分位ほどの位置に

ある(OECD, 2022)。生活水準が国によって異なることを考慮するとしても、日本の貧困がほかの先進国と比べても懸念すべき政策課題になっていることが推察される。日本の一人親世帯や高齢単身世帯の貧困率の水準が、先進国の中で最も高いグループに属していることもよく知られている(OECD, 2008)。

このように貧困問題に対する関心が高まると同時に、健康格差の存在が注目されるようになっていく(川上他編, 2015; 近藤, 2005)。人々の健康が学歴差や所得・就業形態の違いに大きく左右される点は、多くの実証分析によって明らかにされている。したがって、貧困指標は格差指標と同様に、健康格差の問題を考える上でもその重要性を高めている。しかし、健康格差の要因となる貧困が、所得面の貧困に限定されるかどうかという点については疑問の余地がある。所得面では所得水準が貧困線をクリアしていても、所得以外の側面、例えば、学歴やセーフティーネットといった側面で不利な立場に立たされていれば、健康面で問題が発生するかもしれない。

貧困を多元的に把握する「多元的貧困」(multidimensional poverty; Alkire and Foster, 2011)の立場に立てば、所得面の貧困だけに注目して設定される貧困線は、健康格差の把握という点から見れば問題が多く、したがって、そこから算出される貧困率の意義も高くないかもしれない。しかし、多元的貧困については、その計測の試みは数多く存在するものの(Alkire and Santos, 2013; Deutsch and Silber, 2005)、それと健康との関係に関する実証分析はまだ限定的である(Callander et al., 2013; Oshio and Kan, 2014)。また、多元的貧困の考え方を反映したとき、貧困線が通常定義によるものからどのように違ってくるかはあきらかでない。こうした点も、本稿で検討するテーマとなる。

3. 分析方法

3.1 2つのアプローチ

本稿では、健康と関連づけた貧困線や貧困率を探索する、健康格差最大化アプローチ、最尤

法アプローチという2つの分析方法を説明する。

第1の健康格差最大化アプローチは、健康格差が最も浮き彫りになるような貧困線や貧困率を探し出すという発想に基づいている。いま、所得が高くなるほど健康状態もよくなるというプラスの相関関係を想定しよう。そこで、貧困線を適当に引き、所得がその貧困線を下回る人たちの平均的な健康が、その社会における平均的な健康をどれだけ下回っているかを計算し、その差を健康格差として捉える。この健康格差は、貧困線を低い所得水準で引くほど、大きな値をとるだろう。

仮に貧困線を社会で最も高い所得水準のところで引くと、社会を構成するすべての人たちの所得が貧困線を下回るので、すべての人が貧困とみなされる。そうすると、貧困と健康との関係を議論できなくなる。一方、貧困線を社会で最も低い所得水準で引くと誰もが貧困とみなされなくなるので、同じような問題が起こる。したがって、貧困線には適切な引き方が存在することが推察される。

そこで、このようにして定義される健康格差を、所得が貧困線を下回る人たちの比率(貧困率)と掛け合わせてみる。貧困率は、当然ながら、貧困線を引き上げるほど高い値をとる。この点は、健康格差とは対照的である。そして、(貧困線を引き上げると低下する)健康格差と(貧困線を引き上げると上昇する)貧困率を掛け合わせた積を「貧困率調整済み健康格差」と定義する。

この貧困率調整済み健康格差は、次のような式で定義される。貧困線を所得の中央値の $x \times 100\%$ で引いたとき、貧困率がそれに応じて $p(x) \times 100\%$ になったとする。さらに、貧困線以下の人たちのうち健康面で問題のある人たちの比率が $m(x) \times 100\%$ 、社会全体において健康面で問題のある人たちの比率が $m \times 100\%$ であったとすると、

$$\text{貧困率調整済み健康格差} \equiv p(x)[m(x) - m] \quad (1)$$

として計算されることになる。

この貧困率調整済み健康格差を最大にする貧

困線を、健康面から見て最も意味のある貧困線として捉え、健康版貧困線と定義する。そして、その貧困線に対応した貧困率が、健康面から見て最も意味のある貧困率だと考える。こうして得られる貧困率を、健康版貧困率と呼ぶことにしよう。ただし、健康版貧困率も通常の貧困率と同様、「相対的」な概念であることに注意されたい。

健康版貧困線を探し出すもう一つの方法は、最尤法アプローチとでも呼ぶものである。右に説明した健康格差最大化アプローチでは、貧困線を下回る人たちの平均的な健康状態を問題にしていた。それに対して、このアプローチは各個人の健康状態を分析に用いる。具体的には、まず、特定の所得水準で貧困線を引き、所得がそれを下回れば(=貧困であれば)1、上回れば(=貧困でなければ)0 という値をとる二値変数を設定する。また、健康状態についても、悪いなら1、悪くないなら0 という二値変数を設定する。そして、健康状態をその二値変数で説明する、単純なロジスティック回帰モデル、すなわち、

$$Pr(\text{健康アウトカム} = 1) / [1 - Pr(\text{健康アウトカム} = 1)]$$

$$= F(I(\text{所得} < \text{貧困線}), \text{共変量}) \quad (2)$$

を推計する(I は所得<貧困線であれば1、そうでなければ0を返す関数)。

健康面から見てこの貧困線の引き方に意味があるほど、この回帰モデルは健康状態の違いをより正確に予測することができる。そこで、貧困線の引き方をいろいろ変えて、この回帰モデルの尤度(実際の計算では対数尤度)が最大になるところを探すことにする。そして、この回帰モデルには、後述するように個人の性別や年齢階級、調査年を共変量として加える。なお、推計結果の頑健性をチェックするために、ロジスティック回帰モデルを線形の最小二乗法に置き換えた場合の結果も調べてみる。

いずれのアプローチにおいても、貧困線を所得の中央値の0%から200%まで1%刻みで徐々に引き上げていき、健康格差最大化アプローチの場合は貧困率調整済み健康格差が、最尤

法アプローチの対数尤度が最大になる貧困線の水準を探索することにする。そして、そうした貧困線に基づいて貧困率を改めて計算し、その値を健康版貧困率とする。

こうした最尤法アプローチの問題点としては、貧困と不健康との間に両方向の因果関係が存在する場合、貧困変数に付くパラメータが上振れバイアスを持つ可能性がある点が指摘できる。このバイアスが健康版貧困線の導出にどのような影響をもたらすかは明らかでないが、この問題への対応は今後の課題として残されている。

3.2 データ

以下の分析では、厚生労働省「国民生活基礎調査」の1986年から2016年の計11回調査のうち、世帯票・所得票・健康票のマッチングから得られる、各調査年のクロスセクションの個票データを用いる。ただし、年齢階層は20歳から89歳までとする。重要な変数が欠落しているサンプルを除いた後、合計で761,945人(男性:359,603人、女性402,342人)のデータを用いる。

貧困率の計算のベースとなる所得(調査年の1年前の可処分所得)は、OECD等が用いているように、世帯所得の合計額を世帯人員の平方根で除したものとする(OECD, 2008)。この所得に基づいて所得中央値を計算するが、この計算は調査年ごとに行う。すなわち、所得中央値は調査年によって異なる値をとる。

一方、健康変数としては、主観的健康感、自覚症状、日常生活活動、抑鬱の5つを取り上げる。このうち、主観的健康感については、「あなたの現在の健康状態はいかがですか」という質問に「1 よい」「2 まあよい」「3 ふつう」「4 あまりよくない」「5 よくない」という5段階で回答させているが、このうち、「4 あまりよくない」「5 よくない」を選んだ場合を1、そうでない場合を0とする二値変数、そして、「5 よくない」を選んだ場合を1、そうでない場合を0とする二値変数の2種類を作成する。

自覚症状については「あなたはここ数日、病気やけがなどで体の具合の悪いところ(自覚症

状)がありますか」、日常生活活動については「あなたは現在、健康上の問題で日常生活に何か影響がありますか」という質問に対して、それぞれ「ある」と答えた場合を1、「ない」と答えた場合を0とする二値変数を作成する。

また、心理的苦痛については、ケesslerの6スコア(K6スコア)(Kessler et al., 2002; Kessler et al., 2010)に関する質問の回答を用いる。すなわち、「過去一ヵ月の間、どのくらいの頻度で次のことがありましたか」として、「神経過敏に感じましたか」「絶望的だと感じましたか」「そわそわしたり、落ち着きなく感じましたか」「気分が沈みこんで、何が起ころうとも気が晴れないように感じましたか」「何をするのも骨折りだと感じましたか」「自分は価値のない人間だと感じましたか」という6つの質問に対して、「1 いつも」「2 たいてい」「3 ときどき」「4 少しだけ」「5 全くない」という5つの選択肢から選んでもらい、その合計値を30から差し引く(値の範囲は0~24)。このスコアをK6スコアというが、その値が13以上になると、重症の精神障害があるとされているほか、5以上になると鬱病の発生確率が高まることが知られている(Sakurai et al., 2011)。そのため、以下では、心理的苦痛について、この2種類の閾値に基づいて、それを上回るかどうか注目して、2種類の二値変数を設定する。なお、これらの健康変数のうち、日常生活活動については1989年以降、抑鬱については2007年以降のデータしか収録されていないことに注意されたい。

最尤法アプローチのロジスティック回帰式の推計に際しては、性別、5歳刻みの15年齢階級(15—19歳から85—89歳)、11の調査時点を共変量として加える。なお、どの回帰式でも説明変数の個数は同じなので、赤池情報量(AIC)と(対数)尤度とは一対一対応の関係にあり、対数尤度の最大化は赤池情報量の最大化と同じ内容となる。

3.3 追加的分析(1)：

所得以外の貧困次元を加味した場合

以上のような方針で健康版貧困線・貧困率を推計することに対しては、所得面以外の貧困の影響も考慮すべきだという、多元的貧困の観点からの批判があり得る。そこで、追加的分析として、所得以外の貧困の代表例として、①学歴が低いこと、②セーフティーネットに入っていないこと、そして③居住床面積が最低居住面積水準を下回ること、という3つの次元を最尤法アプローチに反映させ、この修正モデルの結果が元のモデル(ベンチマーク・モデル)からどのように異なるかを調べる。

このうち、学歴については、最終学歴が中学校卒業であれば1、そうでなければ0という二値変数を設定する。セーフティーネットに関しては、公的年金に加入していなければ1、そうでなければ0という二値変数を設定する³⁾。そして、回答された床面積が、国土交通省が「住生活基本計画」の中で設定している最低居住面積水準一居住地域にかかわらず単身の場合は25平方メートル、2人以上の場合は、 $(10+10 \times \text{人数})$ 平方メートルを下回っていれば、居住環境面で貧困だとする二値変数を考える。これら3つの二値変数を最尤法アプローチの説明変数に加え、結果がどのように異なるかを調べる。

さらに、各次元における貧困に注目するのではなく、Alkire and Santos(2013)等による dual cutoff approach の考え方を念頭に置いて、上記の3つの次元のうち、1つだけ、あるいは2つまたは3つの次元で貧困であることを示す二値変数を設定し、それを説明変数として加えた場合に結果がどのように違ってくるかもチェックする。

ただし、以上の分析においては、20歳台では学校教育課程を完了していない可能性が高いこと、また、公的年金加入の意味が60歳以上と未満では大きく異なることを考慮し、分析対象を30—59歳に限定する。なお、「国民生活基礎調査」(世帯票)で学歴に関する質問項目が入ったのは2010年調査からであり、この分析も

2010、13、16年の3年分のデータだけを利用する。

3.4 追加的分析(2)：

貧困ギャップ率を用いた場合

相対的貧困率は所得が貧困線を下回るかどうかだけを問題にしており、貧困の深刻さを反映しないという問題がある。貧困ギャップ率は、その貧困の深刻さを反映した指標の一つである。貧困ギャップ率は、所得が貧困線を下回る人を対象として、所得が貧困線を基準としたときに何%下回るかを各個人について計算し、その平均値を求めることで得られる。そこで、貧困率の場合の最尤法アプローチと同様に、貧困線を適当に与えたうえで、各個人の所得の貧困線を下回る比率(ただし、所得が貧困線を上回る場合は一律にゼロとする)を説明変数として、健康変数を説明する線形の回帰式を推計し(共変量は貧困率の場合のロジスティック回帰式で用いるものと共通)、その回帰式の当てはまりを示す自由度修正済み決定係数が最大になる貧困線を探してみる⁴⁾。

4. 分析結果

4.1 全サンプルの特性と通常の貧困率の推移

表1は、分析に用いる全サンプルの特性をまとめたものである。貧困線を所得の中央値の50%ないし60%に設定して定義される通常の相対的貧困率は、全調査時点の平均でそれぞれ14.2%及び20.3%となる。いずれも、厚生労働省やOECDが公表している、すべての年齢のサンプルを対象として計算された相対的貧困率にかなり近い水準となっている。また、女性のほうが若干高めとなっている。健康変数に関して言うと、健康状態をよくない・あまりよくないと答える人、日常生活活動に支障がある人がともに10%台前半であるのに対して、自覚症状がある人やK6スコア ≥ 5 の人は3割程度、K6スコア ≥ 13 の人は4%前後となっている。また、健康感をよくないと答える人は最も少なく、1.6%にとどまっている。

表2は、通常のように貧困率を所得中央値の

表 1. サンプルの記述統計量

	調査年	男女計	男性	女性
サンプル数	1986	87,629	41,233	46,396
	1989	91,020	43,093	47,927
	1992	85,890	40,440	45,450
	1995	78,816	37,352	41,464
	1998	70,720	33,512	37,208
	2001	70,981	33,203	37,778
	2004	58,144	27,330	30,814
	2007	52,585	24,862	27,723
	2010	57,038	26,912	30,126
	2013	56,861	26,753	30,108
	2016	52,261	24,913	27,348
	合計	761,945	359,603	402,342
年齢(歳)	平均	50.2	49.5	50.8
	標準偏差	(16.9)	(16.6)	(17.2)
貧困率(貧困線=50%)		14.2	12.6	15.6
貧困率(貧困線=60%)		20.3	18.5	22.0
主観的健康感(よくない・あまりよくない)		13.5	12.8	14.1
主観的健康感(よくない)		1.6	1.6	1.6
自覚症状あり		34.4	31.8	36.8
日常生活活動に支障あり		12.3	11.8	12.7
K6 スコア ≥ 5		28.6	26.7	30.2
K6 スコア ≥ 13		4.0	3.6	4.5

表 2. 通常の定義に基づく貧困線と貧困率の推移(20-89 歳)

調査年	所得中央値 (万円; a)	貧困線 (万円; $a \times 0.50$)	貧困率 (%)	貧困線 (万円; $a \times 0.60$)	貧困率 (%)
1986	212.8	106.4	13.0	127.7	19.5
1989	243.4	121.7	13.6	146.0	19.7
1992	290.6	145.3	13.8	174.4	20.1
1995	316.2	158.1	14.2	189.7	20.2
1998	319.9	159.9	14.0	191.9	20.1
2001	300.0	150.0	15.3	180.0	21.4
2004	298.0	149.0	13.6	178.8	19.6
2007	282.0	141.0	14.5	169.2	20.6
2010	280.9	140.4	13.9	168.5	19.9
2013	265.6	132.8	15.4	159.4	21.2
2016	268.3	134.2	15.5	161.0	21.6

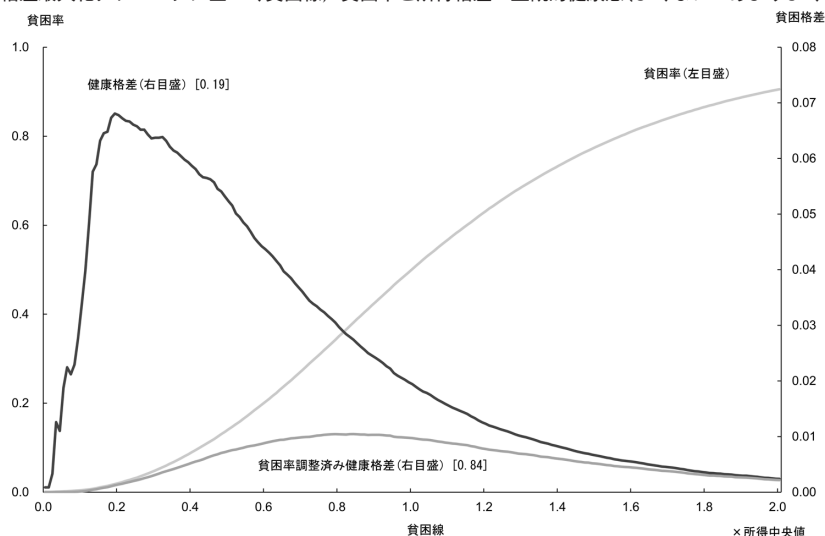
50% または 60% にした場合の貧困線及び貧困率の推移を、所得中央値とともにまとめたものである。どちらの場合でも、貧困率は長期的には緩やかな上昇傾を示しているが、最近ではやや頭打ちの様相も見られる。その背景には、景気低迷の下で所得が減少し、貧困線の水準が低下傾向にあることが挙げられる。以上の点は、厚生労働省が「国民生活基礎調査」の公表に際して示している結果とも整合的である。

4.2 健康格差最大化アプローチ

健康格差最大化アプローチに関する分析結果をまとめたものが、図 1 及び図 2 である。図 1 では、主観的健康感(よくない・あまりよくない)を健康変数として、貧困線 x を所得の 0% から 200% まで 1% 刻みで徐々に引き上げていったとき、貧困率 $p(x)$ 、健康格差 $m(x) - m$ 、そして両者の積である貧困率調整済み健康格差の値がどのように変化するかを調べたものである。

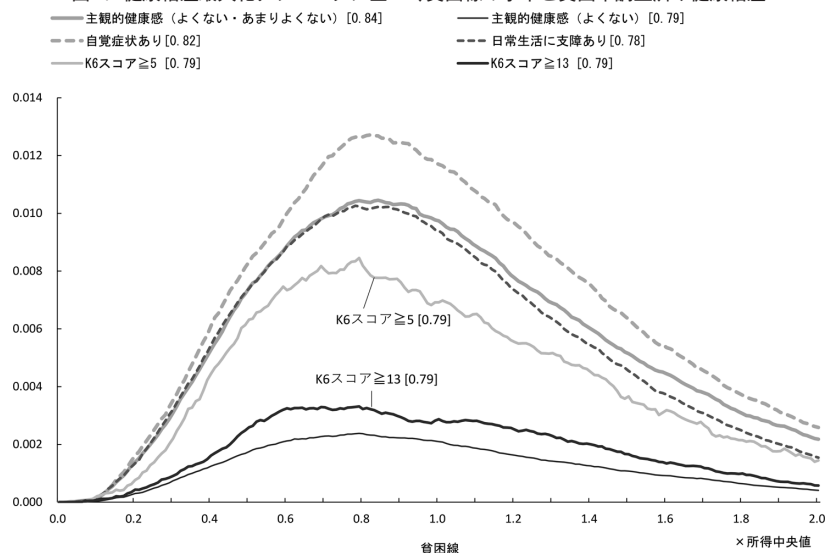
この図から分かるように、貧困線の水準を引

図 1. 健康格差最大化アプローチに基づく貧困線、貧困率と所得格差：主観的健康感(よくない・あまりよくない)の場合



注) []内の数値は、最大になる貧困線の水準(対所得中央値)。

図 2. 健康格差最大化アプローチに基づく貧困線の水準と貧困率調整済み健康格差



注) []内の数値は、最大になる貧困線の水準(対所得中央値)。

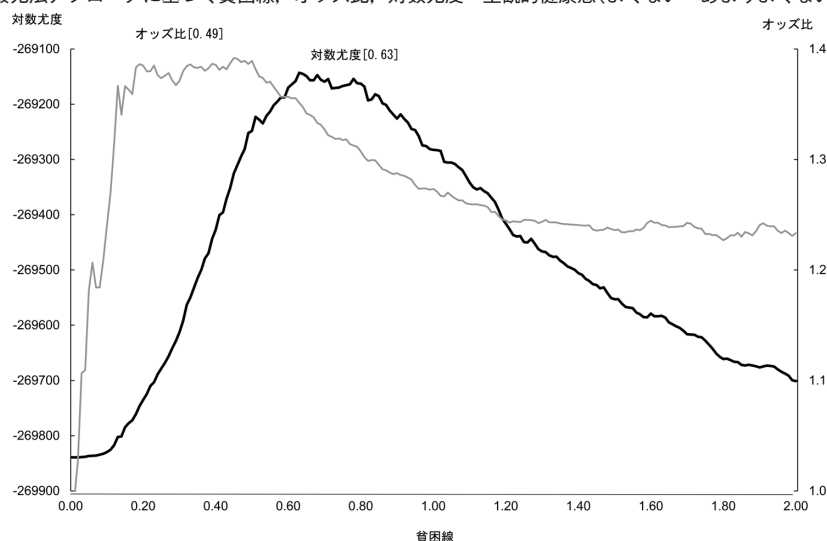
き上げると、当然ながらそれに応じて貧困率は上昇する。一方、健康格差は、貧困線がかなり低い水準では貧困線の水準上昇に応じて拡大するが⁵⁾、貧困線が所得中央値の 19% のところでピークとなり、その後は縮小して徐々にゼロに近づいていく。貧困率や貧困格差のこうした動きを反映して、両者の値の積である貧困率調整済み健康格差はベル型の形状となり、貧困線を所得中央値の 84% で設定したところでピークとなる⁶⁾。図 2 は、同じような作業をほかの

健康変数についても繰り返し、貧困率調整済み健康格差が貧困線の水準によってどのように変化するかを図示したものである。この図からは、まず、どの健康変数についても、貧困率調整済み健康格差については、細かい凹凸はあるものの、ほぼ単峰型の曲線を描くことが確認できる。また、主観的健康感(よくない)と K6 スコア ≥ 13 の曲線は、ほかの健康変数の曲線に比べてかなり平坦になっているが、これは、それらに対応する人たちの比率が低いことを反映して

表 3. 貧困格差最大化アプローチの推計結果(20-89 歳)

健康変数	全体の比率 (%)	健康版貧困線 (×所得中央値)	健康版貧困率 (%)	健康格差 (%ポイント)	貧困率調整済み 健康格差(%ポイント)	N
主観的健康感(よくない・あまりよくない)	13.5	0.84	38.1	2.7	1.0	707,374
主観的健康感(よくない)	1.6	0.79	34.2	0.7	0.2	707,374
自覚症状あり	34.3	0.82	36.9	3.4	1.3	736,626
日常生活活動に支障あり	12.3	0.78	33.4	3.1	1.0	616,917
K6 スコア ≥5	28.6	0.79	33.8	2.5	0.8	178,022
K6 スコア ≥13	4.0	0.79	33.8	1.0	0.3	178,022

図 3. 最尤法アプローチに基づく貧困線、オッズ比、対数尤度：主観的健康感(よくない・あまりよくない)の場合



注) 1. []内の数値は、最大になる貧困線の水準(対所得中央値).
 注) 2. 回帰式の推計に際しては、性別、年齢階級、調査年を制御済み。

いる。

そして、それぞれの曲線がピークとなるところ、つまり、貧困率調整済み健康格差の値が最大になる条件を調べると、健康変数を主観的健康感(よくない・あまりよくない)とすれば、すでに図1で示したように、健康版貧困線は所得の中央値の84%で引く必要がある。同様に、健康感(よくない)、自覚症状あり、日常生活活動に支障あり、K6 スコア ≥6、K6 スコア ≥13について見ても、健康版貧困線は所得の中央値のそれぞれ79%、82%、78%、79%、79%のところまで引くべきであることが分かる。いずれも、通常の貧困線の50—60%を上回る水準となっている。

表3は、図1及び図2に対応して、健康格差最大化アプローチの結果をまとめたものである。例えば、主観的健康感(よくない・あまりよく

ない)の場合、上述のように、健康版貧困線は所得中央値の84%のところまで引くことになるが、そのとき、健康面から貧困と分類される人は全体の38.1%を占める。主観的健康感をよくない・あまりよくないと答える人は全体では13.5%いるが、健康面から貧困と分類される人の中ではその比率はそれより2.7%ポイント高めになる。また、貧困率調整済みの貧困格差は1%ポイントとなる。同じような状況はその他に経済変数についても当てはまるが、健康版貧困率はいずれの場合でも3割台の水準になり、通常の貧困率を大きく上回る。

4.3 最尤法アプローチ

次に、最尤法アプローチの推計結果はどうか。図3は、健康感(よくない・あまりよくない)を健康変数とした場合に、その二値変数を

表 4. 最尤法アプローチの推計結果(20-89 歳)

健康変数	全体の比率 (%)	健康版貧困線 (×所得中央値)	健康版貧困率 (%)	健康版貧困との相関		N
				OR	95% CI	
主観的健康感(よくない・あまりよくない)	13.5	0.63	22.3	1.35	(1.33, 1.37)	707,374
主観的健康感(よくない)	1.6	0.63	22.3	1.69	(1.62, 1.76)	707,374
自覚症状あり	34.3	0.78	33.8	1.15	(1.13, 1.16)	736,626
日常生活活動に支障あり	12.3	0.65	23.7	1.31	(1.29, 1.33)	616,917
K6 スコア ≥5	28.6	0.80	34.6	1.24	(1.21, 1.27)	178,022
K6 スコア ≥13	4.0	0.61	20.9	1.63	(1.55, 1.72)	178,022
(参考)線形の最小二乗法を用いた場合						
健康変数	全体の比率 (%)	健康版貧困線 (×所得中央値)	健康版貧困率 (%)	健康版貧困との相関		N
				係数	95% CI	
主観的健康感(よくない・あまりよくない)	13.5	0.62	21.7	0.038	(0.036, 0.040)	707,374
主観的健康感(よくない)	1.6	0.62	21.7	0.010	(0.009, 0.011)	707,374
自覚症状あり	34.3	0.77	33.0	0.030	(0.028, 0.032)	736,626
日常生活活動に支障あり	12.3	0.60	20.3	0.033	(0.031, 0.035)	616,917
K6 スコア ≥5	28.6	0.79	33.8	0.045	(0.041, 0.050)	178,022
K6 スコア ≥13	4.0	0.60	20.3	0.021	(0.019, 0.024)	178,022

注) 回帰式の推計に際しては、性別、年齢、調査年を制御済み。

説明するロジスティック回帰式から得られる、貧困の二値変数に係るオッズ比と対数尤度が、貧困線の設定によってどのように変化するかを調べたものである。横軸は図1や図2と同様、貧困線を所得中央値の何%に設定したかを示している。

貧困線をかなり低い水準に設定すると、所得が貧困線を上回っても健康感がよくない人がかなり存在するので、オッズ比はむしろ低い水準に抑えられる。しかし、貧困線の水準を引き上げていくとオッズ比は急速に上昇していき、所得中央値が10%前後になると1.3を上回る。その後、貧困線を所得中央値の50%前後に引き上げるまで、オッズ比は1.4を若干下回る水準で推移する。貧困線をさらに引き上げると、所得中央値比率が150—160%になるまで徐々に低下し、それ以降は横這いとなる。

一方、ロジスティック回帰式の当てはまり具合を示す対数尤度の曲線は、オッズ比の曲線とは異なる形状を示している。対数尤度は、貧困率を所得中央値比率63%で引いたときに最も高くなる。この水準は、オッズ比を最大にする水準(49%)を幾分上回っている。また、このときのオッズ比は1.36であり、その最大値1.38を若干下回るにとどまる。つまり、貧困線を引

き上げて、貧困と判断される人たちの範囲を幾分広げても、そうした人たちと、そうでない人たちとの間の健康格差に大きな差は生じていないことに注意されたい。

健康変数を健康感(よくない・あまりよくない)以外のものにしても、図3と同じような図を描くことができる。つまり、対数尤度の曲線は、オッズ比が最大になるところより幾分右側で(つまり、貧困線を引く所得中央値比率が高くなるところで)ピークを迎えることになる。

表4は、そうした最尤法アプローチの結果をまとめたものである。例えば、主観的健康感(よくない・あまりよくない)の場合、上述のように、健康版貧困線は所得中央値の63%のところから引くべきだが、そのとき、健康面から貧困と分類される人は全体の22.3%を占める。主観的健康感をよくない・あまりよくないと答えるリスク(オッズ)は、所得が健康版貧困線を下回ると、上回る場合に比べて1.35倍になる。

以上の計算はほかの健康変数についても行うことができるが、その結果をまとめたこの表からは次の3点が確認できる。第1に、健康変数によって異なるものの、健康版貧困線は所得中央値の61%から80%の間に引くべきであり、通常の貧困線をやや上回る水準が望ましいこと

表 5. 健康版貧困線・貧困率の時系列的变化：主観的健康感(よくない・あまりよくない)の場合

調査年	通常の定義		健康格差最大化アプローチ		最尤法アプローチ	
	健康版 (×所得中央値)	貧困率 (%)	健康版貧困線 (×所得中央値)	健康版貧困率 (%)	健康版貧困線 (×所得中央値)	健康版貧困率 (%)
1986	50	13.0	0.68	25.3	0.67	24.5
1989	50	13.6	0.65	23.4	0.62	21.3
1992	50	13.8	0.74	30.2	0.74	30.2
1995	50	14.2	0.78	33.1	0.54	16.2
1998	50	14.0	0.87	39.7	0.72	28.2
2001	50	15.3	0.79	35.1	0.79	35.1
2004	50	13.6	1.04	52.8	1.04	52.8
2007	50	14.5	0.89	42.4	0.57	18.7
2010	50	13.9	1.03	51.2	0.74	29.8
2013	50	15.4	0.79	35.4	0.77	33.9
2016	50	15.5	0.90	43.5	0.78	34.6
1986-2016	50	14.2	0.84	38.1	0.63	22.3

になる。第2に、それに応じて、健康版貧困率も、20.9—34.6%と通常の貧困線をやや上回る結果となる。第3に、健康格差最大化アプローチに比べると、望ましい健康版貧困線の水準は幾分低めになり、したがって通常の貧困線に近くなる。

なお、表4の下段には、回帰式を線形の最小二乗法に置き換えた場合の結果を参考としてまとめた。推計される貧困線はロジスティック回帰式から得られた水準を若干下回るが、結果はほとんど変化しないことが確認される。

ただし、これまで紹介してきた健康格差最大化アプローチや最尤法アプローチの推計結果については、「点推定」にとどまっていることに注意が必要である。残念ながら、いずれのアプローチにおいても信頼区間の厳密な推計は極めて難しい。しかし、図1～3からも明らかなように、健康格差や(対数)尤度の水準を示すカーブの頂点近辺はかなりフラットになっている。したがって、得られた結果については、いずれのアプローチの場合においてもある程度の幅を持って受け止めることが望ましい。

4.4 時系列的变化

以上の計算は、1986年から2016年にわたる「国民生活基礎調査」11回のデータをプールして求めたものであり、健康版貧困線・貧困率の経時的な変化は調べていない。そこで、主観的

健康感(よくない・あまりよくない)を健康変数とした場合に、健康格差最大化アプローチと最尤法アプローチのそれぞれにおいて健康版貧困線・貧困率を各年繰り返し計算し、その結果を表5にまとめた。この表から分かるように、いずれのアプローチを採用しても、健康版貧困線・貧困率は、各年の変動をならすと緩やかな上昇傾向を見せている(ほかの健康変数についても、よく似た傾向が確認される)。おそらく、高齢層の比率の高まりがその背景にあると考えられる。ただし、いずれのアプローチの場合も、不安定な変動を示す時期が見られ、短期的な動向の解釈には慎重でなければならないことが分かる。

4.5 追加的分析(1)：

所得以外の貧困次元を加味した場合

次に、最尤法アプローチを用いて、所得面の貧困だけでなく、教育、セーフティーネット、居住環境という3つの次元の貧困を加えたときに結果がどのように異なるかを調べることにしよう。ただし、ここでは、対象年齢を30—59歳という中核的な現役層に限定するとともに、2010、13、16年の3年分のデータだけを利用していることに注意されたい。表6は、それぞれの健康変数に基づいて、所得面にのみ注目した場合(ベンチマーク・モデル)の結果を上段に、それ以外の面の貧困を加味した場合(修正モデ

表 6. 所得以外の次元の貧困を加味した最尤法アプローチの推計結果 (20-59 歳)

健康変数	健康版貧困線 (×所得中央値)	健康版貧困								N
		OR	95% CI							
ベンチマーク・モデル										
主観的健康感(よくない・あまりよくない)	0.68	1.39	(1.32, 1.47)							66,248
主観的健康感(よくない)	0.66	2.00	(1.75, 2.28)							66,248
自覚症状あり	0.54	1.19	(1.14, 1.24)							70,786
日常生活活動に支障あり	0.62	1.44	(1.36, 1.52)							66,153
K6 スコア ≥5	0.71	1.27	(1.22, 1.32)							61,534
K6 スコア ≥13	0.71	1.57	(1.45, 1.70)							61,534
				学歴		セーフティーネット		居住環境		N
				OR	95% CI	OR	95% CI	OR	95% CI	
修正モデル										
主観的健康感(よくない・あまりよくない)	0.68	1.29	(1.23, 1.37)	1.33	(1.21, 1.47)	2.29	(2.05, 2.57)	1.01	(0.93, 1.10)	66,248
主観的健康感(よくない)	0.67	1.67	(1.45, 1.92)	1.51	(1.21, 1.89)	3.94	(3.18, 4.89)	1.14	(0.92, 1.41)	66,248
自覚症状あり	0.54	1.16	(1.11, 1.21)	1.10	(1.02, 1.18)	1.59	(1.44, 1.74)	0.95	(0.89, 1.01)	70,786
日常生活活動に支障あり	0.68	1.32	(1.25, 1.40)	1.14	(1.03, 1.27)	3.11	(2.78, 3.47)	0.93	(0.85, 1.03)	66,153
K6 スコア ≥5	0.71	1.23	(1.18, 1.28)	1.08	(0.99, 1.17)	1.49	(1.35, 1.65)	1.12	(1.05, 1.19)	61,534
K6 スコア ≥13	0.71	1.44	(1.33, 1.56)	1.24	(1.06, 1.45)	2.40	(2.04, 2.82)	1.32	(1.17, 1.49)	61,534
				1次元で貧困		2次元で貧困		3次元で貧困		N
				OR	95% CI	OR	95% CI	OR	95% CI	
主観的健康感(よくない・あまりよくない)	0.68	1.32	(1.25, 1.39)	1.23	(1.15, 1.32)	2.21	(1.89, 2.59)	3.45	(2.18, 5.46)	66,248
主観的健康感(よくない)	0.62	1.76	(1.53, 2.03)	1.56	(1.31, 1.85)	4.54	(3.42, 6.02)	3.53	(1.41, 8.80)	66,248
自覚症状あり	0.54	1.17	(1.12, 1.22)	1.06	(1.01, 1.12)	1.46	(1.27, 1.67)	1.81	(1.17, 2.80)	70,786
日常生活活動に支障あり	0.62	1.38	(1.30, 1.46)	1.26	(1.18, 1.36)	2.20	(1.86, 2.60)	3.38	(2.11, 5.41)	66,153
K6 スコア ≥5	0.71	1.24	(1.19, 1.29)	1.17	(1.11, 1.23)	1.45	(1.26, 1.68)	1.26	(0.80, 2.00)	61,534
K6 スコア ≥13	0.71	1.55	(1.42, 1.68)	1.44	(1.29, 1.59)	2.67	(2.13, 3.34)	2.12	(1.02, 4.44)	61,534

注) 回帰式の推計に際しては、性別、年齢階級、調査年を制御済み。

ル)の結果を下段にまとめたものである。

ここから次の点を確認することができる。第 1 に、最も注目される点だが、健康版貧困線の水準は、3つの要因を加味してもほとんど変化しない。日常生活活動に支障ありの場合に 62% から 68% に上昇したことがやや目立っている程度であり、それ以外は変化なし、あっても主観的健康感(よくない)の 1% ポイントの上昇にとどまる。第 2 に、健康版貧困の二値変数のオッズ比を見ると、ベンチマーク・モデルに比べて、修正モデルで得られた値は幾分小さくなること分かる。そのほか、3つの貧困要因のオッズ比を見ると、セーフティーネットが最も高く、学歴が次に高い(ただし、K6 スコア ≥5 では学歴は 5% 有意にはならない)。また、居住環境のオッズ比は、K6 スコア ≥5、K6 スコア ≥13 以外では 5% 有意でないことが確認される。

この表の下段には、1~3 次元における貧困を説明変数に置き換えた場合の結果がまとめら

れているが、この場合でも、健康版貧困線・貧困率の推計結果は大きく変化しないことが分かる。ただし、推計結果を見ると、貧困が重なる次元の個数を 1 から 2 に高めた場合、オッズ比の値は高まるものと低下するものとがあり、一様でないことが注目される。なお、ここでの推計結果はいずれの場合も社会全体での平均的な結果を示すものである。これは、本稿が社会全体の貧困の度合いの把握を目的にしているためだが、就業形態や労働時間、育児・介護の有無等に注目してサンプルを分割すると、異なる結果が得られる可能性が十分にある点には注意が必要である。

4.6 追加的分析(2)：

貧困ギャップ率を用いた場合

最後に、最尤法アプローチと同じ発想で、貧困率の代わりに貧困ギャップ率を用いた場合に結果がどのように異なるかをチェックしておこ

表 7. 貧困ギャップ率を用いた最尤法アプローチの推計結果(20-89 歳)

健康変数	全体の比率 (%)	貧困線 (×所得中央値)	健康版貧困ギャップ率 (%)	健康版貧困との相関		N
				β	SE	
主観的健康感(よくない・あまりよくない)	13.5	1.08	37.1	0.070	(0.002)	707,374
主観的健康感(よくない)	1.6	0.95	35.3	0.074	(0.002)	707,374
自覚症状あり	34.3	1.41	42.3	0.057	(0.002)	736,626
日常生活活動に支障あり	12.3	0.94	35.4	0.062	(0.002)	616,917
K6 スコア ≥ 5	28.6	1.13	38.5	0.089	(0.004)	178,022
K6 スコア ≥ 13	4.0	1.16	38.9	0.034	(0.002)	178,022
Cf. 通常定義		0.50	32.7			
		0.60	33.2			

注) 回帰式の推計に際しては、性別、年齢階級、調査年を制御済み。

う。表 7 が試算結果をまとめたものである。通常の貧困線の場合、サンプル全体の貧困ギャップ率は貧困線が所得中央値の 50%, 60% の場合、それぞれ 32.7%, 33.1% となる。つまり、貧困線を下回る人たちの所得は、平均すると貧困線の水準を平均して 30% 強ほど下回っている。これに対して、健康との関係を最も正確に反映する貧困線の水準を計算すると、所得中央値の 93% (日常生活活動に支障あり) から 140% (自覚症状あり) に相当することが分かる。それに応じて、サンプル全体の貧困ギャップ率も 35.4% から 42.3% という範囲をとり、通常の貧困線に基づいて計算される貧困ギャップ率をやや上回る。さらに、相対的貧困率を用いた場合の最適な貧困線が所得中央値の 61—80% であったこと(前出・表 4 参照)を考えると、貧困ギャップ率を用いた場合の最適な貧困線はかなり高めになることが確認される。

5. 考 察

本稿では、「国民生活基礎調査」の 1986 年から 2016 年にわたる 11 回分の個票データを用いて、健康面から見て意味のある貧困線や貧困率を探索的に検討した。具体的には、①集計データを用いて、貧困率調整済み健康格差を最大化する貧困線を探す、健康格差最大化アプローチと、②個票データを用いて、個人の健康を説明する回帰モデル式の当てはまり具合を最大化する、最尤法アプローチ、という 2 つの方法を用いた。得られた主な結果は、次の 4 つにまとめることができる。

第 1 に、健康版貧困線は、いずれの方法を用いても通常定義される貧困線よりも高い水準で設定される。対所得中央値に対する比率は、通常の場合の 50% や 60% に対して、健康格差最大化アプローチでは 79—84%, 最尤法アプローチでは 61—80% となる。それに対応して、健康版貧困率も通常定義される 14%, 20% といった値を上回り、それぞれ約 33—38%, 21—35% といった値をとる。

この結果から示唆されるように、通常の貧困率や貧困線は、健康格差を反映させるという点から見れば幾分低めになっている。通常であれば、所得が貧困線を上回り、貧困者と分類されなくても、健康面で劣位にある人達が無視できない層を形成していることが示唆される。健康格差をより正確に把握するためには、貧困線は通常定義より高めに設定する必要がある。以上が、本研究における最も重要な結果である。

第 2 に、健康版貧困線・貧困率の水準は、最尤法アプローチで推計したほうが健康格差最大化アプローチより幾分低めとなる。健康格差最大化アプローチは、貧困線を上回るグループと下回るグループに二分して健康との関係を調べている。これに対して最尤法アプローチは、貧困と健康の関係を個人ベースで把握し、その相関を最も尤もらしく把握できる貧困線を探求している。そのため、最尤法アプローチのほうだと考えてよいだろう。健康格差最大化アプローチの場合、貧困線を引き上げていくと、それを下回る人たちの健康の劣位性は低下していく

が、貧困線がすでにある程度高い水準にあれば、その低下ペースは徐々にしか弱まっていけない。これが、貧困線の最適な水準をやや高めにする方向に働くのかもしれない。

第3に、所得面の貧困だけでなく、教育、セーフティネット、居住環境という3つの次元の貧困を加えたうえで、健康版貧困線・貧困率を計算しても、結果は大きく変化しない。この結果はやや意外であるが、所得面だけに注目し、それ以外の次元の貧困の影響を無視して得られる貧困線や貧困率の頑健性を示唆するものと言える。ただし、これは所得以外の次元の貧困の重要性や所得面の貧困との関連性を否定するものではない。所得以外の次元を見ても、教育、セーフティネット面の貧困は健康を大きく左右しているし、それらの要因の影響を制御すると、所得と健康との相関はやや弱まる。

第4に、貧困率の代わりに貧困ギャップ率を用いて、健康との関連が最も明確になる貧困線を計算すると、所得中央値の93—140%という、貧困率を用いた場合に比べてかなり高めの水準になる。通常の貧困率の場合、個人によって異なる貧困の深刻さは考慮に入れないが、それを考慮に入れると、貧困線の引き上げ具合はさらに強めた方がよいということが示唆される。

以上の4点のほか、健康版貧困線・貧困率の推計結果が、健康変数の選択によって微妙に異なる点は無視できない。主観的健康感健康状態を包括的に反映し、信頼性の高い健康変数として知られているので(Idler and Benyamini, 1997; Quesnel-Vallée, 2007)、政策的に最も注目してよいと考えられる。しかし、その他の健康変数に注目する意味がないわけではなく、政策目的に応じた選択があってよいだろう。しかし、主観的健康感の場合でも、「よくない」に限定したり、K6スコアも13以上に限定したりすると、該当する人の比率がかなり低くなるので、貧困線の設定に用いるのにはやや問題がある。

もちろん、こうした本稿の分析には多くの限界があり、今後解決すべき課題が残されている点には留意すべきである。まず、テクニカルな

面で言えば、分析に用いた健康変数はすべて自己申告に基づく主観的なものであり、計測誤差が伴うほか、健康変数がいずれも二値変数で把握されており、個人によって異なる健康面の問題の深刻さが分析に反映されていないという問題がある。また、健康アウトカムも、理想的には、主観的なものではなく客観的なものを用いて分析すべきである。さらに、貧困ギャップ率を用いた分析では、個人間における貧困の度合いの違いを一部反映しているものの、個人間の異質性が捨象されている点も本項の限界である。

加えて、より本質的には以下のような点が指摘できる。第1に、本稿では、現時点における健康状態を、あくまでも現時点における貧困と関連づけて議論しているが、健康は幼少期から現時点までに蓄積された様々なリスクによって規定されるという、ライフコース・アプローチ(Kuh and Ben-Shlomo, 1997)の考え方から見れば、不十分な分析にとどまっているという批判があり得る。

第2に、ここで議論した貧困率は健康版であるが、通常の貧困率と同様、相対的な概念である点にも留意が必要である。社会的に見て入手や利用が当然だと考えられている財やサービスの入手や利用が困難な状況が、健康や主観的厚生にマイナスの影響を及ぼすという「相対的剝奪」の考え方が、健康版を含め、貧困を相対的に定義する根拠となっている。しかし、食事や栄養、そのほかの要因を通じて健康な生活を送るのに必要な所得水準を何等かの形で設定し、所得がその水準を下回った場合に、健康が損なわれたり、主観的厚生が低下したりすることに注目する、絶対的貧困の考え方も有力である⁷⁾。

第3に、通常の貧困線や貧困率と健康版のそれらとの相対的な関係は、国によって異なる社会経済環境に左右されるはずであり、日本のデータから得られる結果の一般化には慎重でなければならない。

6. 結 論

本稿では、健康から見て意味のある貧困線や貧困率を、厚生労働省の「国民生活基礎調査」

の1986年から2016年調査の世帯票・所得票・健康票の結果に基づき、健康格差最大化アプローチ、最尤法アプローチという2つの方法によって探索的に検討してきた。貧困線は通常、所得中央値の50%ないし60%として定義されるが、健康格差を最も浮き彫りにするという点で健康から見て意味のある貧困線は、そうした通常の貧困線より幾分高めに設定される。したがって、貧困率も通常定義される貧困率もやや高めになる。つまり、通常の貧困線や相対的貧困率の水準は、健康面から見るとやや低めになっていると評価できる。この結果は、所得以外の貧困要因(学歴・セーフティーネット・居住環境)を考慮しても、また、貧困の深刻さを考慮にした貧困ギャップ率で分析しても、基本的に変わらない。以上の知見は、貧困や貧困指標を健康という面から位置づけることの重要性を示唆するものである。

(一橋大学経済研究所)

注

謝辞 本稿の当初の原稿に対して、九州大学の浦川邦夫教授に多くの建設的なコメントをいただいた。また、一橋大学経済研究所の定例研究会に出席した多くの方々からも重要なコメントをいただいた。深く感謝する。もちろん、残された誤りはすべて筆者のものである。また、本研究は、日本学術振興会の科学研究費補助金(基盤研究(C)20K0722)の助成を受けた。

1) 貧困測定に関する経済理論や実証分析については、浦川・小塩(2016)の展望論文を参照。

2) 本稿は、Oshio(2019)をベースにしつつ、分析手法を一部変更するとともに、追加的な分析を加えたものである。

3) 短時間非正規労働者や自営業の場合、公的年金の非加入は自発的な側面も強いが、所得・雇用面の不安定さがその原因になっていることも多く、ここでは外生変数として扱う。

4) 同様の作業は、FGT指標一般について行うことができる。

5) 貧困線をかなり低い水準で引くと、所得が貧困線を上回っても、健康状態の悪い人たちがかなりいる。貧困線の水準を引き上げると、そうした不健康な人たちが貧困層に分類されていき、その結果、健康格差が拡大していくものと考えられる。こうした効果は、貧困線のある程度引き上げると解消し、貧困率の引き上げが健康格差を縮小させる効果のほうが大きくなる。

6) 所得が貧困線を下回る人がすべて不健康であり、上回る人がすべて健康であれば、健康版貧困線を考え

る必要はない。その反対に、健康が貧困線とまったく不関係な形でランダムに分布していても、健康版貧困線の議論は無意味となる。図1の結果は、貧困線の水準を調整することによって、貧困線の上下に位置する人々の健康格差がほぼ安定的に変化することを示しており、健康版貧困線を検討する作業に一定の意味があることを示唆している。

7) Deeming(2009)は、最低限の栄養摂取量に基づく貧困線を semi-normative poverty line として提案している。

参考文献

- 阿部彩(2008)『子どもの貧困』岩波書店。
 阿部彩(2014)『子どもの貧困Ⅱ』岩波書店。
 浦川邦夫・小塩隆士(2016)「貧困測定の経済理論と課題」『経済研究』第67巻第3号, pp. 261-284。
 川上憲人・橋本英樹・近藤尚己編(2015)『社会格差と健康』東京大学出版会。
 近藤克則(2005)『健康格差社会』医学書院。
 橋本俊昭・浦川邦夫(2006)『日本の貧困研究』東京大学出版会。
 Alkire, S. and J. E. Foster (2011) "Counting and multidimensional poverty measurement," *Journal of Public Economics*, Vol. 95, pp. 476-487。
 Alkire, S. and M. M. Santos (2013) "A multidimensional approach: poverty measurement and beyond," *Social Indicators Research*, Vol. 112, pp. 239-257。
 Bhattacharya, J., J. Currie and S. Haider (2004) "Poverty, food insecurity, and nutritional outcomes in children and adults," *Journal of Health Economics*, Vol. 23, pp. 839-862。
 Callander, E. J., D. J. Schofield and R. N. Shrestha (2013) "Chronic health conditions and poverty: a cross-sectional study using a multidimensional poverty measure," *BMJ Open*, Vol. 3, No. 11, e003397。
 Cattell, V. (2001) "Poor people, poor places, and poor health: the mediating role of social networks and social capital," *Social Science and Medicine*, Vol. 52, pp. 1501-1516。
 Deeming, C. (2009) "Determining semi-normative poverty lines using social survey data," *Social Policy & Administration*, Vol. 43, No. 3, pp. 270-289。
 Deutsch, J. and J. Silber (2005) "Measuring multidimensional poverty: an empirical comparison of various approaches," *Review of Income and Wealth*, Vol. 51, pp. 145-174。
 EU (2022), *Glossary: At-risk-of-poverty rate*. https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:At-risk-of-poverty_threshold
 Foster, J., J. Greer and E. Thorbecke (1984) "A class of decomposable poverty measures," *Econometrica*, Vol. 52, No. 3, pp. 761-766。
 Idler, E. L. and Y. Benyamini (1997) "Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies," *Journal of Health and Social Behavior*, Vol. 38, pp. 21-37。

- Jarvandi, S., Y. Yan and M. Schootman (2002) "Income disparity and risk of death: the importance of health behaviors and other mediating factors," *PLoS One*, Vol. 7, e49929.
- Kennedy, B. P., I. Kawachi, I. R. Glass and D. Prothrow-Stith (1998) "Income distribution, socioeconomic status, and self-rated health in the United States: multilevel analysis," *BMJ*, Vol. 317, pp. 917-921.
- Kessler, R. C., G. Andrews, L. J. Colpe, E. Hiripi, D. K. Mroczek, S. L. Normand, et al. (2002) "Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress," *Psychological Medicine*, Vol. 32, No. 6, pp. 959-976.
- Kessler, R. C., J. G. Green, M. J. Gruber, N. A. Sampson, E. Bromet, M. Cuitan, et al. (2010) "Screening for serious mental illness in the general population with the K6 screening scale: results from the WHO World Mental Health (WMH) survey initiative," *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, Vol. 19 Suppl 1 (Suppl 1), pp. 4-22.
- Kondo, N., G. Sembajwe, I. Kawachi, R. M. van Dam, S. V. Subramanian and Z. Yamagata (2009) "Income inequality, mortality, and self-rated health: meta-analysis of multilevel studies," *BMJ*, Vol. 339, b4471.
- Kuh, D. and Y. A. Ben-Shlomo (1997) *Life course approach to chronic disease epidemiology*. Oxford University Press.
- Lorant, V., D. Deliege, W. Eaton, A. Robert, P. Philippot, and M. Ansseau (2003) "Socioeconomic inequalities in depression: a meta-analysis," *American Journal of Epidemiology*, Vol. 157, pp. 98-112.
- Mackenbach, J. P., I. Stirbu, A. J. Roskam, M. M. Schaap, G. Menvielle, M. Leinsalu, et al. (2008) "Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries," *New England Journal of Medicine*, Vol. 358, pp. 2468-2481.
- Marmot, M. (2005) "Social determinants of health inequalities," *Lancet*, Vol. 365, pp. 1099-1104.
- Mood, C. and J. O. Jonsson (2016) "The social consequences of poverty: an empirical test on longitudinal data," *Social Indicators Research*, Vol. 127, pp. 633-652.
- Morris, S., M. Sutton, and H. Gravelle (2005) "Inequity and inequality in the use of health care in England: an empirical investigation," *Social Science Medicine*, Vol. 60, pp. 1251-1266.
- OECD (2011) *How's Life? Measuring Well-being*, OECD Press.
- OECD (2022) *Poverty rate*. <https://data.oecd.org/inequality/poverty-rate.htm>.
- OECD (2008) *Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries*, OECD Press.
- OECD (2022) *OECD.Stat: Income Distribution Database*. <https://stats.oecd.org/>
- Oshio, T. (2019) "Exploring the health-relevant poverty line: a study using the data of 663,000 individuals in Japan," *International Journal for Equity in Health*, Vol. 18, 205.
- Oshio, T. and M. Kan (2014) "Multidimensional poverty and health: evidence from a nationwide survey in Japan," *International Journal for Equity in Health*, Vol. 13, 128.
- Oshio, T. and M. Kobayashi (2009) "Income inequality, area-level poverty, perceived aversion to inequality, and self-rated health in Japan," *Social Science and Medicine*, Vol. 69, pp. 317-326.
- Quesnel-Vallée, A. (2007), "Self-rated health: caught in the crossfire of the quest for 'true' health?" *International Journal of Epidemiology*, Vol. 36, pp. 1161-1164.
- Sakurai, K., A. Nishi, K. Kondo, K. Yanagida, and N. Kawakami (2011) "Screening performance of K6/K10 and other screening instruments for mood and anxiety disorders in Japan," *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, Vol. 65, No. 5, pp. 434-441.
- Stringhini, S., S. Sabia, M. Shipley, E. Brunner, H. Nabi, M. Kivimäki, et al. (2010), "Association of socioeconomic position with health behaviors and mortality," *JAMA*, Vol. 303, pp. 1159-1166.
- Zimmerman, F. J. and W. Katon, (2005) "Socioeconomic status, depression disparities, and financial strain: what lies behind the income-depression relationship?" *Health Economics*, Vol. 14, pp. 1197-1215.