

低健康群における主観的健康の規定要因

——政策的関心に沿った混合効果分位点回帰モデルの試み——

石島健太郎（帝京大学文学部社会学科）

1 問題の所在

本稿の目的は、主観的健康（Self-Rated Health: SRH）の規定要因を明らかにすることである。その際、相対的に健康状態が悪い層への支援がいかにおこなわれうるかを検討するために、混合分位点回帰モデルを用いる。

主観的健康は、必ずしも医療の専門的知識をもたない人々による内省的な評価であるにもかかわらず、受診頻度や生命予後といった客観的指標と強く関連することが知られている（Idler & Benyamini 1997; Miilunpalo et al. 1997）。この主観的健康の規定要因については、これまで多くの研究が蓄積されてきた。たとえば、収入や婚姻状態といった社会経済的地位を統制してもなお、個人の社会関係資本の多寡や（Kawachi et al. 1999）、仕事に対する満足感（Faragher et al. 2005）、また居住する地域の収入の格差や（Kennedy et al. 1998）、物理的な環境とその認知（Wen et al. 2006）などが人々の健康に関連することはすでに多くの研究で指摘されているところである。こうした分析は、人々の健康を改善するための政策的な介入に際して参照されるべき重要な知見を提供している。

さて、こうした定量的な分析の多くは、様々な要因の条件付き平均を求めるモデルを、その方法として採用している。すなわち、ある独立変数が X （たとえば収入）が与えられたときに、目的とする従属変数 Y （ここでは主観的健康）の期待値を求めるモデルを推測し、 X が変動したときに Y の期待値がどれだけ変化するかを求めることで、 X が Y に寄与する程度を知ろうとするのである。しかし、こうした分析によって、ある変数の変化が人々の健康状態を改善するという結果を得たとしても、その変数がすべての人々を等しく平均的に健康にする変数であるとは限らない。たとえば、「健康状態の相対的によい人をさらに健康にする」変数や、「もっとも健康状態の悪い人を置き去りにして、その他大勢の人々の健康を促進する」変数も、平均としては健康に寄与する場合があるからだ。あくまで平均の効果を予測するものである以上、こうした手法は変数の「効き方」を精緻に捉えることができないのである。

もちろん、人々の内部でのばらつきがどのようなであっても（たとえば健康状態の格差が激しくなったとしても）、全体として人々の平均的な健康状態が増せばそれでよいという政治的立場もあろう。しかし、人々の健康状態を改善しようという関心は、多くの場合「健康状態が芳しくない人の状況を改善する」ことを眼目としているのではないだろうか。そうであるならば、健康を規定する要因を明らかにするに際し、ある変数が平均的に健康を改善するか否かではなく、その変数が相対的に健康状態が悪い人に対してこそどう影響するのかを問われなくてはならない。

そうした関心を満たすモデルに、分位点回帰モデルがある (Koenker & Bassett 1978)。一般的な回帰モデルが平均を推測するのに対し、分位点回帰はその名の通り、分位点 (パーセンタイル点) を推測するモデルである。従来の平均を推測するモデルがもっている、様々な分位点において変数の効果 (回帰係数) が等しいという理論的想定は、必ずしもすべての変数間の関係に妥当するわけではないだろうし、また私たちの実践的な関心に照らしても制約が強い。これに対し、分位点回帰はそうした制約から自由で、様々な関心に柔軟に対応できるものとして注目されている (石黒 2013)。健康に注目した分位点回帰による分析は、近年少しずつ試みられつつある (Piombo 2013)。本稿は、これらの研究に連なり、他の条件が等しいときに、健康状態が相対的に良い人と悪い人のあいだで、ある変数が健康に寄与する程度にどの程度の差があるのかを捉えることを目指す。

以下では、まずデータと変数、モデルについて述べ、次いでその結果を確認した上で、とりわけその実践的な含意を考察する。

2 方法

本稿が分析対象とするのは、東京大学文学部社会学研究室がおこなった、「川崎市の地域包括ケアシステムに関する市民意識・実態調査」のデータである。この調査は、川崎市内に居住する 15 歳以上の人々を母集団として無作為抽出された人々を対象としており、一般的なフェイスシート項目のほか、健康状態や社会関係資本、川崎市の地域包括ケアシステムへの取り組みについての認知度や評価などの網羅的な質問項目を備えている。

従属変数は、それぞれ 5 件法で尋ねられた健康状態についての 5 項目 (急性疾患、慢性疾患、老化、怪我、憂鬱) の点数を平均し、これを主観的健康の指標とした。独立変数には、年齢、性別、学歴、雇用形態、世帯収入、社会関係資本を投入した。世帯収入は回答カテゴリの中央値を世帯人数の平方根で除し、擬似的な等価可処分所得を求め、対数化している。社会関係資本は、一般信頼と地域信頼の平均を信頼として、また地域の人々による地域の貢献意欲について評価および自身の地域への貢献意欲の平均を互酬性として、また地域への帰属意識、ネットワーク維持意欲、愛着の平均を地域帰属意識として投入した。これらの質問項目もそれぞれ 5 件法である。なお、ネットワークの指標である地域の団体や行事への参加による健康への影響は、健康状態の悪化によって参加が難しくなるという逆の因果を想定し、今回は分析に含めなかった。これらの変数を用いて、先述の通り、主観的健康を従属変数とする分位点回帰モデルを推測する。ここでは、10 パーセンタイル点から 90 パーセンタイル点を 10% 刻みで推測する。

さらに、本稿ではサンプルの階層構造を踏まえたモデルを推定する。今回分析するデータは、回答者の居住地についての情報を備えており、個人 (レベル 1) が住む地域 (レベル 2)、およびその地域が属する区 (レベル 3) が特定できる。すなわち、回答者は集団に 2 重にネストされていることになる。こうした階層的な構造を持つデータでは、標本間で残差が独立に分布していることを前提できない。そこで導入されるのが混合効果モデルである。混合効果モデルは、レベル 1 (ここでは個人) の残差とレベル 2 以上 (ここでは区ないし地域) の残差を同時に推定することによって、標本間の独立についての仮定を緩めるとともに、切片や変数の効果の傾きに対してレベル 2 の変数をもつ影響を予測することを可能

にするモデルである²⁾。ただし、今回は、計算が非常に複雑になることを踏まえて、混合効果の中でもランダムスロープは想定せず、ランダム切片のみを考慮する。すなわち、主観的健康を予測するモデルにおいて、独立変数の効果はひとまず集団ごとに変わらないと想定し、切片の値のみが集団ごとに異なると考える。

分析には R パッケージの `lqmm` (Geraci 2104) を用いた。なお、パッケージの仕様の都合上、2 つのレベルのみしか扱うことができないため、ここでは個人をネストする変数として区 (レベル 3) と地域 (レベル 2) のどちらかを選ばなくてはならない。分析の結果は集団の操作化に大きく操作される場合もあるが、その選択基準に明確なものはない。ここでは、埴淵ほか (2018: 40-2) の議論を参考にしつつ、扱っている社会関係資本の変数の元となった質問項目における「地域」が、比較的ローカルなニュアンスを帯びていると判断し、ここでは区 (レベル 3) ではなく、これに属する地域 (レベル 2) を個人をネストする集団として扱う³⁾。

表 1 単純集計

	平均	標準偏差
主観的健康	3.534	0.952
年齢	54.719	17.827
女性	0.539	
男性	0.461	
婚姻状態		
既婚	0.686	
未婚・離死別	0.315	
学歴		
初等学歴	0.076	
中等学歴	0.330	
高等学歴	0.594	
雇用形態		
正規雇用	0.366	
自営業	0.691	
非正規雇用	0.226	
無職	0.340	
世帯収入	470.180	378.871
世帯収入 (対数)	5.867	0.958
信頼	3.505	0.802
互酬性	3.365	0.762
地域帰属意識	3.640	0.873

表 2 混合効果分位点回帰モデルの推測結果

	分位点								
	.1	.2	.3	.4	.5	.6	.7	.8	.9
切片	3.338	3.356	3.350	3.355	3.357	3.359	3.363	3.356	3.374
年齢	-0.018***	-0.014***	-0.016***	-0.016***	-0.016***	-0.014***	-0.013***	-0.014***	-0.009***
性別									
女性	-0.122*	-0.113*	-0.117*	-0.114*	-0.118*	-0.112*	-0.110*	-0.113*	-0.103*
男性 (参照)									
婚姻状態									
既婚	0.031	0.033	0.030	0.031	0.029	0.032	0.031	0.032	0.031
未婚・離死別 (参照)									
学歴									
初等学歴	-0.129	-0.129	-0.129	-0.129	-0.130	-0.129	-0.129	-0.129	-0.128
中等学歴 (参照)									
高等学歴	0.096†	0.106*	0.100†	0.105*	0.108*	0.110*	0.113*	0.107*	0.115*
雇用形態									
正規雇用 (参照)									
自営業	0.148†	0.151†	0.153†	0.151†	0.151†	0.151†	0.151†	0.151†	0.150†
非正規雇用	0.059	0.068	0.066	0.069	0.072	0.071	0.074	0.069	0.072
無職	0.015	0.007	0.006	0.007	0.004	0.007	0.005	0.007	0.011
収入	-0.004	0.073†	0.037	0.068	0.084*	0.088†	0.112*	0.073†	0.149***
信頼	0.105***	0.138***	0.127***	0.135***	0.145***	0.145***	0.153***	0.135***	0.157***
互酬性	-0.186***	-0.143**	-0.160***	-0.144**	-0.142**	-0.136**	-0.127**	-0.140**	-0.108*
地域帰属意識	0.116**	0.148***	0.135***	0.147***	0.155***	0.157***	0.165***	0.149***	0.167***

***: p<.001 **: p<.01 *: p<.05 †: p<.1

3 結果

表 1 に用いた変数の単純集計を、表 2 に混合分位点回帰モデルの推定結果を示す。すべての分位点に一貫した傾向として、加齢によって主観的健康が低くなること、また女性に比して男性の方が、中等学歴の人に対して高等学歴の方が、そして正規雇用の人に対して自営業の方が、主観的健康が高いことが読み取れる。

収入および社会関係資本（信頼、互酬性、地域帰属意識）についても、ほぼすべての分位点で 5% 以下の水準で有意となっている。これらは時変の変数で、かつ政策的な介入の対象となりやすいと考えられるので、より詳細に検討しよう。これらの分位点ごとの回帰係数の変化を示すと図 1 のようになった。図中の実線が回帰係数で、灰色の部分は回帰係数の 95% 信頼区間、点線は通常の混合効果モデルで得られる平均的な効果である。図を見てわかるように、これら 4 つの変数の回帰係数は右肩上がりの傾向をもっている。すなわち、

たとえば収入が上昇した際に健康が改善する程度は、他の条件を統制したときに、相対的に健康状態が良い人々ほど大きく、逆に健康状態が悪い人では小さいということを示している（とくに収入に関しては、他の条件が同じ場合に相対的に健康である人でなければ、統計的な有意性も見出されない）。また、互酬性の回帰係数は負であるから、互酬性と健康状態は負の相関関係にあることがわかるが、こちらでは相対的に健康状態が良い人々において、その効果は小さくなっている。

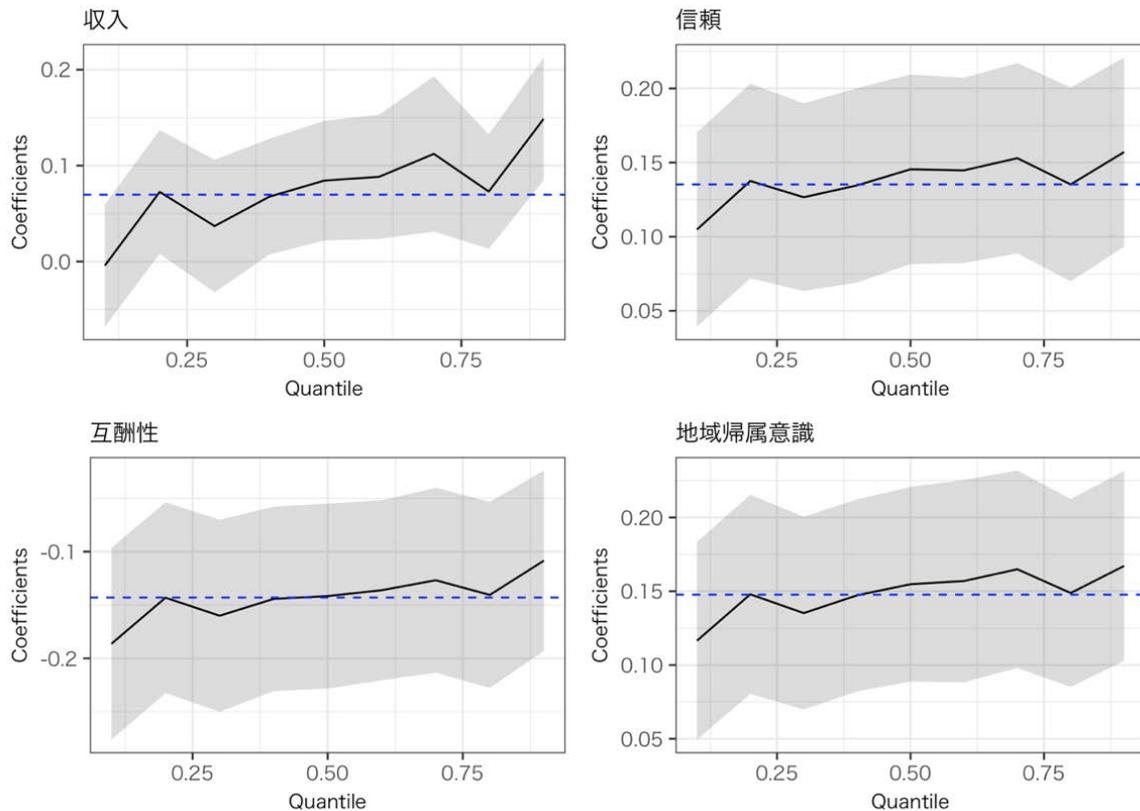


図1 回帰係数の推移

4 考察

社会経済的地位や社会関係資本が健康を増進するという知見は、既存の研究とも合致する結果である。しかし、分位点回帰を用いた本研究は、分位点ごとの回帰係数の変化を考察することを通じて、そこにいくつかの追記を可能とする。たしかに、どの分位点においてもその回帰係数が正であることから、収入や信頼・地域帰属意識といった社会関係資本が増すことは、人々の健康状態を全体として上昇させているといえる。しかし、その効果は（他の条件が同じであったときに）相対的に健康である人ほど大きく享受できるものとなっている。逆に、相対的に健康でない人は、その恩恵をそれほど多く受けることはできないのである。つまり、こうした変数の上昇は、人々の健康の格差をより拡大するといえ

る。この結果は同時に、こうした社会的な環境が人々の健康に対してその効果を発揮するためには、まずもってある程度、人々が健康であることが条件である可能性も示唆している。たとえば、収入の上昇によって受診抑制が起こらなくなるという現象はどのような人にも当てはまるかもしれないが、スポーツジムに通うといった経済的資本を健康に投資することは、仮に収入が増えたとしても、相対的に健康な人でなければおこなえないかもしれない。あるいは社会関係資本の場合でも、信頼や地域への愛着といった意識——気の持ちよう？——は、現に健康状態の悪い人の健康状態はそれほど改善せず、一方で相対的に健康状態の良い人の幸福感や主観的生活満足度のみを上昇させ、これが健康につながるのかもしれない。

この事実から、いくつかの政策的な含意が引き出せる。すなわち、社会関係資本を健康への万能薬と考えることは警戒されなくてはならない。人口の高齢化とともに人々の病いのあり方が慢性疾患に重心を移し、これに対応して地域包括ケアシステムが政策的に推進される昨今、たしかに病院ではなく地域こそが人々の健康を支えるための重要な拠点となっている。しかし、本稿の分析からは、そうした地域の力は必ずしも平等に人々に享受されるものではないことが明らかになっている。健康を支える役目を地域、とりわけその社会関係資本のみに期待してしまうと、健康状態の悪い人はその恩恵を十分に受けることができないのである。そうなってしまえば、地域包括ケアシステムの推進は、人々の健康を地域にダンプすることにもなりかねない。地域において人々の健康を維持・増進することは一方で必要であるとして、しかし、現に健康状態が悪い人々に対しては、また別のルートでその状況を改善する必要があるのである。それはひとまずは、従来の医療ということになるのだろう。人々の健康の担い手を地域に押し出していくばかりではなく、医療によって底上げができる部分については医療が担うべきである。結局、それぞれの適した守備範囲で高価が発揮されなくてはならないということだ。よって、政策的には、健康状態の相対的に悪い人々への健康診断の受診促進や医療費の助成など、これも従来の政策がなお有効でありうるのだ。

なお、社会関係資本の中でも、互酬性についてはこれが主観的健康と負の相関関係にあることが示された。これがなにを意味しているのか、あくまで推測としてひとつの解釈を述べておこう。互酬性の変数の元となった質問項目は、「この地域の人々は、多くの場合、他の人の役に立とうとする」「この地域の役に立ちたい」というものである。これに強く同意する人ほど、主観的健康が低いという傾向は、逆の因果関係によるものであるかもしれない。すなわち、健康状態が悪化するほど、地域へ貢献する意欲が低下し、またそのように地域に貢献できない以上——まさに互酬性の規範として——他人からの貢献を期待できない（する資格がない）と観念されてしまっているという可能性だ。高い分位点において、すなわち相対的に健康である人ほど、この傾向が弱くなっていくことも、この解釈の傍証となっている。

5 結論

本稿では、主観的健康の規定要因を探ることを目的とした。とくにこの際、分位点回帰を手法として用いることによって、条件付き平均を求める点に限界を抱える既存の研究へ

の貢献を目指した。その結果、社会経済的地位や社会関係資本が健康に寄与するという既存の研究に合致する結果が得られるとともに、その効果は分位点によって、すなわち他の条件を統制した場合の人々の相対的な健康状態によっても異なることが示された。このことから、そうした変数への政策的な介入は、全体として健康状態を底上げすることにはなるかもしれないけれども、相対的に健康状態のよい人々にその恩恵は偏って享受され、結果として健康の格差すらもたらされることが示唆された。人々の健康を増進する、とりわけ他の条件が同じ時に相対的に健康が悪い人の健康状態をいかに改善するかという実践的な関心に照らすと、この結果は地域への過度な期待を戒めるものとなっているといえる。では、そうした健康状態が相対的に悪い人々においてこそ効果的に健康を高める要素とはなんだろうか。残念ながら、本稿の分析からはそうした要素は見つからず、これは今後の課題とせざるをえない。一方で、分位点回帰を用いる有効性、とくに実践的な関心に照らした際の柔軟性は明らかである。今後は主観的健康のみならず、様々な変数やその分析が、条件付き平均を求めるという回帰分析がもつ暗黙の了解から解放されてよいし、それによって私たちは新たな知見を得られるだろう。

[注]

- 1) ここで、本稿が健康状態の相対的に良くない人々に注目するとき、それは他の条件を統制した上でのことであるという点に注意したい。すなわち、ここでは全体の分布の中で主観的健康が芳しくない人々に対して影響力の大きい（小さい）変数を見つけることを目標としているのではない。そうではなく、ここで注目している健康状態の良くない人とは、年齢や性別といった条件が同じ人と比べたときに、相対的に不健康であるような人のことである。よって、たとえば全体の分布の中で健康状態が悪い位置にいる高齢者がいたとしても、同じ年齢や性別の他の高齢者に比べてその人の主観的健康が良好なのであれば、その人はここでは健康状態の良い人として扱われるし、逆も然りである。
- 2) もっとも、今回のデータについて言えば、主観的健康の級内相関（ICC）は極めて小さいため、標本間の独立は維持されていると考えてもそれほど問題はない。また、不必要に複雑なモデルを推測するのも望ましいことではない。しかし、本データを用いておこなわれる分析は、その多くがデータの性質である階層構造を念頭に置いておこなわれるであろうから、それらとの比較・接続の可能性を担保するために、ここでは混合効果モデルを用いる。
- 3) こうした分析の手前での判断がありうる一方で、事後的に適合度指標などを参照して適切なモデルを採用するという方略もありうる。ただし、今回の分析では個人をネストする集団を区としても地域としても AIC にほぼ差がなかったため、この基準は利用できなかった。

[文献]

- Faragher, E. B., M. Cass and C. L. Cooper, 2005, “The Relationship between Job Satisfaction and Health: A Meta-Analysis,” *Occupational and Environmental Medicine*, 62(2): 105–12.
- Geraci, M., 2014, “Linear Quantile Mixed Models: The lqmm Package for Laplace Quantile

- Regression,” *Journal of Statistical Software*, 57(13): 1–29.
- Idler, E. L., and Benyamini, Y., 1997, “Self-rated Health and Mortality: A Review of Twenty-seven Community Studies,” *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1): 21–37.
- 石黒格, 2013, 「社会心理学データに対する分位点回帰分析の適用——ネットワーク・サイズを例として」『社会心理学研究』 29(1): 11–20.
- Kawachi, I, B. P. Kennedy, and R. Glass, 1999, “Social Capital and Self-Rated Health: A Contextual Analysis,” *American Journal of Public Health*, 89(8): 1187–93.
- Kennedy, B. P., I. Kawachi, R. Glass and D. Prothrow-Stith, 1998, “Income Distribution, Socioeconomic Status, and Self Rated Health in the United States: Multilevel Analysis,” *BMJ* 317(7163): 917–21.
- Koenker, R. and G. Bassett Jr., 1978, “Regression Quantiles,” *Econometrica*, 46(1): 33–50.
- Miilunpalo, S., I. Vuori, P. Oja, M. Pasanen and H. Urponen, 1997, “Self-rated Health Status as a Health Measure: The Predictive Value of Self-reported Health Status on the Use of Physician Services and on Mortality in the Working-age Population,” *Journal of Clinical Epidemiology*, 50(5): 517–28.
- Piombo, S., 2013, *Multilevel Analysis in Household Surveys: An Application to Health Condition Data*, Scuola di Dottorato in Scienze Economiche e Statistiche Dottorato di ricerca in Metodologia Statistica per la Ricerca Scientifica.
- Wen, M., L. C. Hawkey and J. T. Cacioppo, 2006, “Objective and Perceived Neighborhood Environment, Individual SES and Psychosocial Factors, and Self-Rated Health: An Analysis of Older Adults in Cook County, Illinois,” *Social Science & Medicine*, 63(10): 2575–90.